N° 15-206-XIF au catalogue — N° 005
ISSN : 1710-5277
ISBN : 0-662-72745-2

Document de recherche

La revue canadienne de productivité

Taux de dépréciation pour les comptes de la productivité

Division de l'analyse microéconomique
18-F, Immeuble R.H. Coats, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone : 1-613-951-4636

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à la Ligne info-médias, Division des communications et des services de bibliothèque, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : 613-951-4636).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web à www.statcan.ca.

Service national de renseignements	1-800-263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
Renseignements concernant le Programme des services de dépôt	1-800-700-1033
Télécopieur pour le Programme des services de dépôt	1-800-889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Renseignements pour accéder au produit

Le produit n° 15-206-XIF au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.ca et de choisir la rubrique Publications.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir des services rapides, fiables et courtois et à faire preuve d'équité envers ses clients. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées dans le site www.statcan.ca sous A propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

La revue canadienne de productivité

La revue canadienne de productivité est une série d'études appliquées qui examinent des questions associées à la mesure, l'explication, et l'amélioration de la productivité. Les thèmes couverts par la revue comprennent, notamment, la performance économique, la formation du capital, le travail, les prix, l'environnement, le commerce et l'efficience aux niveaux national et provincial. La revue publie de la recherche empirique, à différents niveaux d'agrégation, basée sur la comptabilité de la croissance, l'économétrie, les nombres indices et la programmation mathématique. La recherche empirique illustre l'application de la théorie et des techniques à des questions pertinentes de politique publique.

Les documents de cette série sont diffusés principalement au moyen d'Internet. Ils peuvent être téléchargés gratuitement sur Internet, à www.statcan.ca.

Tous les documents de *La revue canadienne de productivité* font l'objet d'un processus de révision institutionnelle afin de s'assurer de leur conformité au mandat confié par le gouvernement à Statistique Canada en tant qu'organisme statistique et de leur pleine adhésion à des normes de bonne pratique professionnelle, partagées par la majorité.

Les documents de cette série comprennent souvent des résultats provenant d'analyses statistiques multivariées ou d'autres techniques statistiques. Il faut noter que les conclusions de ces analyses sont sujettes à des incertitudes dans les estimations énoncées.

Le niveau d'incertitude dépendra de plusieurs facteurs : de la nature de la forme fonctionnelle de l'analyse multivariée utilisée; de la technique économétrique employée; de la pertinence des hypothèses statistiques sous-jacentes au modèle ou à la technique; de la représentativité des variables prises en compte dans l'analyse; et de la précision des données employées. Le processus de la revue des pairs vise à garantir que les articles dans les séries correspondent aux normes établies afin de minimiser les problèmes dans chacun de ces domaines.

Statistique Canada
Division de l'analyse microéconomique

Taux de dépréciation pour les comptes de la productivité

Publication autorisée par le ministère responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2007

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Février 2007

N° 15-206-XIF au catalogue, n° 005
Périodicité : hors série

ISSN : 1710-5277
ISBN : 0-662-72745-2

Ottawa

This publication is available in English (Catalogue no. 15-206-XIE no. 005).

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Remerciements

Le présent document a été élaboré à partir d'un certain nombre d'études de recherche sur la dépréciation effectuées par la Division de l'analyse microéconomique depuis les cinq dernières années. Marc Tanguay a joué un rôle important dans le développement du modèle et des techniques économétriques utilisées dans cette étude. Guy Gellatly et John R. Bladwin ont contribué à la rédaction du texte.

Nous remercions Pierre Lavallée de la Division de la méthodologie pour sa contribution à l'annexe C, Wulong Gu de la Division de l'analyse microéconomique pour sa contribution à l'annexe D, Guy Gellatly de la Division de l'analyse microéconomique pour sa contribution à la deuxième section, ainsi que Peter Koumanokos, Richard Landry et John Foley de la Division de l'investissement et du stock de capital, de Statistique Canada, pour leur appui en ce qui concerne les données et les commentaires sur les résultats. David Binder nous a fourni des éclaircissements sur de nombreux détails concernant l'estimation. André Patry, du ministère des Finances, a participé à l'élaboration de l'ensemble de données utilisé ici. Les auteurs sont naturellement responsables de toute erreur qui pourrait persister dans le document.

Tables des matières

Résumé 6

1. Introduction 7

2. Fondements 9

2.1 Efficacité et dépréciation 9
2.2 Formes linéaire et géométrique de la dépréciation 12
2.3 Efficacité et dépréciation économique dans un contexte de certitude 16
2.4 Efficacité et dépréciation économique dans un contexte d'incertitude 21

3. Source des données 25

4. Cadre d'estimation 30

4.1 Modèle de survie (MÉTHODE1) 31
4.2 Méthode en deux étapes (MÉTHODE2) 33
4.3 Technique simultanée (MÉTHODE3) 36

5. Évaluation des méthodes par simulations de Monte Carlo 38

6. Résultats empiriques 48

6.1 Estimations des taux *ex post* de dépréciation 48
6.2 Estimation *ex ante* contre *ex post* de la dépréciation et de la durée de vie 55

7. Stock de capital 60

7.1 Effet de l'utilisation de divers taux de dépréciation sur le stock de capital 60
7.2 Estimation du stock de capital pour le programme de la productivité 63

8. Sommaire 72

Annexe A. Stratégie d'itération des données 77

1. Étape — Établissement des courbes de dépréciation d'actifs particuliers 77

Annexe B. Note concernant l'effet de l'actualisation sur l'estimation des taux de dépréciation en utilisant les renseignements sur les prix des actifs usagés 79

Annexe C. Pondération *ex post* des données de prix pour l'estimation des taux de dépréciation 85

1. Contexte 85

2. Problématique 85

3. Démarche 86

Annexe D. Comparaison des taux de dépréciation au Canada et aux États-Unis 93

Bibliographie 98

Résumé

Le présent document décrit la production, pour un ensemble varié d'actifs, de diverses courbes de dépréciation fondées sur les profils des prix de revente et des mises hors service. Cet exercice permet d'étudier la sensibilité des estimations de la croissance du stock de capital et des services du capital à divers modèles d'estimation de la dépréciation.

Premièrement, nous recourons aux techniques d'analyse de la survie pour estimer les variations de la valeur de l'actif durant sa vie utile. Deuxièmement, nous suivons une méthode en deux étapes où nous estimons d'abord la fonction de mise hors service des actifs usagés (actifs mis hors service à un prix nul), puis utilisons les estimations résultantes pour corriger le biais de sélection qui a lieu lorsqu'on utilise uniquement des prix d'actifs usagés positifs pour produire les courbes âge-prix en vue de calculer les taux de dépréciation. Enfin, une troisième méthode consiste à spécifier et à estimer conjointement une fonction de mise hors service et une fonction d'efficacité de l'actif.

Ces trois méthodes produisent des courbes de dépréciation de forme convexe. Un profil de dépréciation accélérée se dégage pour bon nombre d'actifs classés dans la catégorie des machines et du matériel et celle des bâtiments et travaux de génie.

Nous comparons aussi les estimations *ex post* de la durée de vie utile qui sont fondées sur les résultats à la durée de vie prévue *ex ante* et constatons qu'elles sont fort semblables. Par conséquent, nous choisissons de nous servir des valeurs *ex ante* de la durée de vie et de l'information tirée des taux *ex post* sur la vitesse de diminution de la valeur d'un actif en vue de générer un ensemble de taux de dépréciation utilisables dans les comptes de productivité.

Enfin, nous utilisons notre modèle de dépréciation pour produire des estimations de la croissance du stock de capital et des services du capital au cours de la période allant de 1961 à 1996. Nous constatons que les estimations résultantes de la croissance du stock de capital et des services du capital sont forts semblables à celles calculées antérieurement.

1. Introduction

Les études de la dépréciation des actifs sont instructives, en partie parce qu'elles permettent aux comptables nationaux de mieux caractériser l'évolution de la capacité productive d'une économie. Le stock net de capital disponible pour la production est égal au stock de capital brut moins la valeur de l'amortissement.

Les estimations de la dépréciation jouent aussi un rôle important dans la mesure de la productivité. Les estimations de la productivité multifactorielle dépendent de la croissance du stock d'immobilisations de l'économie. Dans le cadre usuel de l'inventaire permanent, le stock de capital dont disposent les agents économiques durant la période courante est égal à la somme des investissements courants et de l'investissement net cumulé des périodes antérieures (c.-à-d. le stock de capital brut moins l'amortissement). Le stock de capital brut cumulé est converti en stock de capital net à l'aide d'estimations des taux de dépréciation. Or, des divergences entre les courbes de dépréciation peuvent produire des perceptions statistiques discordantes de la quantité de capital disponible pour la production. Et, dans la mesure où il existe peu de données probantes permettant de faire la distinction entre les diverses courbes de dépréciation utilisées pour estimer le stock net de capital, les estimations de la dépréciation sont moins utiles aux clients d'un organisme statistique, car les estimations ponctuelles fournies par ces programmes doivent être assorties de grands intervalles de confiance.

Il importe aussi de produire des estimations exactes de la dépréciation si l'on veut étudier le comportement en matière d'investissement[1]. Les politiques fiscales relatives à la provision pour amortissement visent souvent à influencer ce comportement. Dans un commentaire sur les conséquences des règles fiscales d'amortissement, Hulten et Wykoff (1981 : 82) font remarquer que, sans fondement factuel, la durée de vie sur laquelle doit se faire l'amortissement peut causer une distorsion grave des incitatifs à investir dans diverses catégories d'actifs. La dépréciation, et les perceptions à son sujet, ont des effets considérables sur le système économique.

Le présent document est le deuxième d'une série basée sur l'analyse de nouvelles microdonnées sur les prix des actifs usagés pour estimer les courbes de dépréciation économique. En guise de premier exercice, Gellatly, Tanguay et Yan (2002) ont établi des courbes de dépréciation et des estimations de la durée de vie utile pour 25 actifs de la catégorie des machines et du matériel et 8 actifs de la catégorie des bâtiments à l'aide de données sur les prix des actifs usagés pour la période allant de 1988 à 1996. Ils ont comparé les estimations produites en utilisant divers cadres d'estimation. Puis, ils en ont choisi un, basé sur un modèle de durée, pour produire des estimations de la dépréciation qu'ils ont ensuite intégrées dans les estimations de la croissance du stock de capital et des services du capital utilisées par le programme de la productivité de Statistique Canada.

Dans le présent document, nous étendons la portée de la base de données sur les prix des actifs usagés de 1996 jusqu'à 2001 et nous appliquons deux cadres d'estimation supplémentaires afin de produire des estimations du stock de capital par la méthode de l'inventaire perpétuel. Cet échantillon plus grand fournit plus de 30 000 estimations de prix d'actifs usagés pour 49 actifs

1. Voir Coen (1975).

qui sont regroupés en 29 catégories qui, collectivement, englobent la partie non résidentielle du stock de capital.

Dans le document précédent (Gellatly, Tanguay et Yan, 2002), nous comparions les estimations *ex post* de la dépréciation obtenues selon cette approche à des estimations *ex ante* provenant d'une autre source de données, à savoir les estimations par sondage de la durée de vie utile « prévue » des actifs. L'enquête sur l'investissement réalisée par Statistique Canada, qui génère aussi des prix d'actifs usagés fournit des estimations de la durée de vie prévue des actifs qui peuvent, elles aussi, être utilisées pour produire des estimations de la déprécation, ce que nous faisons ici afin de les comparer aux résultats *ex post* calculés d'après la vitesse à laquelle les prix des actifs diminuent au cours du temps. Les prix des actifs usagés fournissent des renseignements *ex post* qui nous indiquent comment se sont comportés les actifs en pratique. L'utilisation d'estimations de la durée de vie utile « prévue » au moment où a lieu l'investissement repose sur des estimations *ex ante*. Comme dans notre document précédent, nous observons une correspondance étroite entre les résultats des deux approches, ce qui renforce notre confiance dans les estimations qui se dégagent de la présente analyse.

Ici, les objectifs principaux sont, premièrement, de brosser un tableau complet de la diminution de la valeur d'un actif aux diverses étapes de sa vie utile, deuxièmement, de déterminer si les méthodes axées sur l'utilisation de renseignements *ex ante* sur la durée de vie d'un actif pour estimer la dépréciation concordent avec les résultats *ex post* observés sur le marché, et troisièmement, d'évaluer l'effet de l'utilisation d'estimations de rechange de la dépréciation sur nos estimations de la croissance de la productivité.

Toutefois, la principale contribution du présent document tient au fait que nous soumettons l'ensemble élargi de données à des méthodes d'estimations de rechange afin de tester la robustesse des résultats publiés antérieurement par Gellatly, Tanguay et Yan (2002). En bout de ligne, nous décidons de modifier légèrement ces résultats.

Le cadre d'estimation antérieur consistait à modéliser la variation progressive de la valeur des actifs selon des méthodes d'estimation propres à l'analyse des données de survie. Les résultats étaient fondés sur un modèle de survie modifié en vue de produire des estimations de la dépréciation. Dans le présent document, nous examinons plusieurs méthodes de rechange pour estimer le taux de dépréciation. Pour commencer, nous examinons une méthode en deux étapes (popularisée par Hulten et Wykoff, 1981) qui consiste à modéliser la fonction de mise hors service d'un actif, puis d'utiliser la fonction estimée pour observer des actifs vendus à un prix positif. La troisième méthode étudiée ici comporte l'estimation conjointe du processus de mise hors service et du prix de vente dans un cadre simultané, parce que l'estimation conjointe possède plusieurs propriétés souhaitables bien connues.

Chacune de ces méthodes diffèrent en ce qui a trait à la nature du cadre d'estimation et aux exigences relatives aux données. Le choix final d'une statistique sommaire, comme le taux de dépréciation, doit tenir compte des propriétés des méthodes d'estimation économétriques quand les données sont parfaites ainsi que quand elles sont imparfaites. Par conséquent, le choix final des estimations adoptées ici tient compte de ces deux aspects.

Le plan du document est le suivant. À la section 2, nous passons en revue les diverses questions théoriques et empiriques qui motivent l'étude. À la section 3, nous discutons des propriétés de l'échantillon de données. À la section 4, nous décrivons l'élaboration des modèles économétriques. À la section 5, nous utilisons des simulations de Monte Carlo pour faciliter l'évaluation des propriétés des diverses méthodes d'estimation. À la section 6, nous présentons les estimations des taux de dépréciation. Enfin, à la section 7, nous évaluons les estimations du stock de capital calculées d'après les estimations de la dépréciation.

2. Fondements

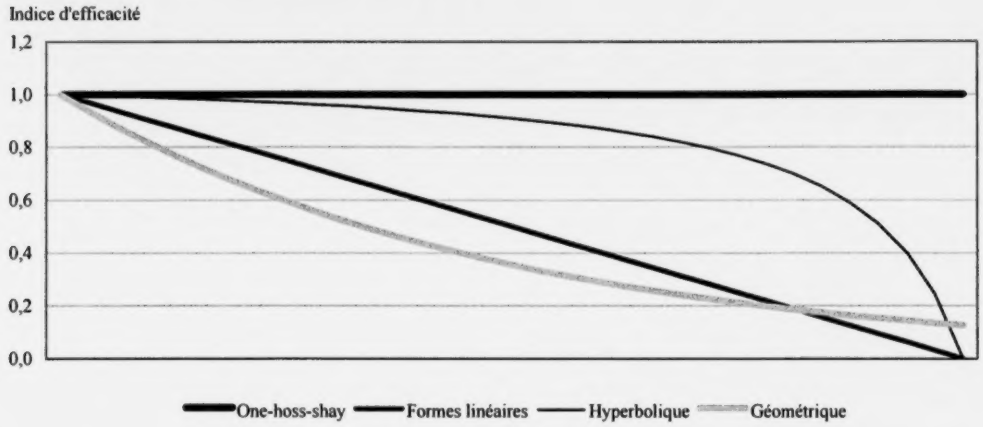
2.1 Efficacité et dépréciation

En théorie économique, la dépréciation est un concept omniprésent. Élément central de nombreux systèmes de production, la dépréciation, sous sa forme la plus courante, exprime la façon dont les composantes d'un système économique se détériorent avec l'âge. Lorsqu'il est souhaitable de le faire, les agents économiques répondent à cette érosion de la capacité productive par un réinvestissement, dans les technologies de remplacement ou dans les usines et le matériel en ce qui concerne les entreprises et dans l'infrastructure et d'autres actifs publics pour ce qui est des administrations publiques. Dans ces exemples, la dépréciation est dépeinte comme un processus physique observable, qui décrit la vitesse à laquelle les actifs productifs sont consommés et dicte le rythme des investissements compensatoires en entretien et remplacement.

Comme les notions générales de dépréciation sont souvent empreintes de ces images, il est nécessaire d'établir des définitions de travail précises dès le départ. Il faut notamment veiller à faire la distinction entre la dépréciation économique et la dépréciation physique, ou dépréciation de la capacité. La différence fondamentale entre ces deux formes de dépréciation tient à ce qui s'érode ou se délabre, c'est-à-dire la capacité de production de l'actif proprement dit ou sa valeur économique subséquente.

Pour faire cette distinction, nous nous concentrons d'abord sur l'évolution de l'efficacité productive d'un actif, autrement dit, sa capacité de produire des biens et des services au cours de sa vie utile. L'efficacité productive peut se concevoir comme le flux de revenus que l'actif peut produire au cours du temps. À mesure que l'actif se détériore, son efficacité productive diminue et il subit un processus de dépréciation physique. Nous représentons graphiquement ce processus par l'ensemble de courbes d'efficacité illustrées à la figure 1, où nous supposons que le flux de revenus est connu avec certitude. Dans une section ultérieure, nous assouplissons cette hypothèse et posons que la date de la mise hors d'usage est incertaine.

Figure 1 Courbes comparatives d'efficacité



Source : Statistique Canada.

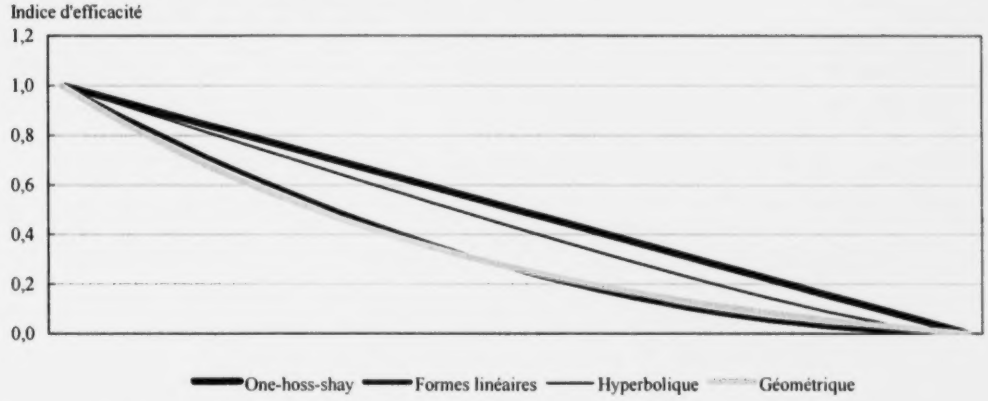
À l'instar de Hulten et Wykoff (1981), nous considérons quatre courbes courantes d'efficacité, en commençant par le modèle appelé « one-hoss-shay » par les auteurs anglophones[2]. Les actifs dont la courbe d'efficacité est de type « one-hoss-shay » ne subissent aucune dépréciation physique durant leur cycle de vie productive. Ils retiennent leur pleine capacité de produire des biens et des services et génèrent un flux constant de revenus périodiques jusqu'à la fin de leur vie utile. Une deuxième catégorie d'actifs peut être caractérisée par une courbe d'efficacité concave vers l'origine. Dans ce cas, la diminution de l'efficacité est plus prononcée durant les dernières périodes de la vie utile que durant les premières. Ce processus est souvent représenté par une courbe hyperbolique. Une troisième catégorie d'actifs présente une courbe linéaire d'efficacité qui illustre la diminution de leur capacité productive et des revenus périodiques qu'ils produisent par paliers linéaires progressifs au cours de leur cycle de vie. La quatrième catégorie d'actifs présente une courbe de diminution des flux de revenus à un taux géométrique constant.

Examinons maintenant les courbes les plus fréquemment utilisées de dépréciation économique, définie comme étant la diminution de la valeur de l'actif (ou du prix de l'actif) liée au vieillissement (Fraumeni, 1997). À tout point dans le temps, la valeur d'un actif devrait refléter les revenus futurs prévus, c'est-à-dire la valeur actualisée nette du flux de revenus futurs auxquels s'attend le propriétaire de l'actif. La baisse du prix qui a lieu chaque année reflète, en premier lieu, la diminution de la valeur actualisée qui a lieu sur une durée de vie utile déterminée. Toutes autres choses étant égales par ailleurs, un actif ancien a moins de possibilités de produire des revenus qu'un actif plus récent, ce qui réduit la valeur économique du premier. Cette diminution de la valeur de l'actif s'accélère si le vieillissement s'assortit d'une perte d'efficacité productive, puisqu'en principe, tout bien d'équipement qui subit une détérioration graduelle produira un flux de revenus décroissant lors des périodes consécutives. À la figure 2,

2. Les notions qui suivent sont tirées en majeure partie de Hulten et Wykoff (1981).

nous examinons les courbes de dépréciation économique qui correspondent aux courbes d'efficacité présentées à la figure 1[3].

Figure 2 Courbes correspondantes de dépréciation



Source : Statistique Canada

La diminution de la valeur actualisée s'observe le plus clairement dans le cas du modèle « one-hoss-shay ». Dans les conditions les plus simples où les flux de revenus futurs ne sont pas actualisés, les courbes d'efficacité constante (« one-hoss-shay ») donnent lieu à des courbes de dépréciation linéaire, car la valeur des actifs les plus anciens, s'ils continuent de produire les mêmes revenus périodiques que leurs analogues plus récents, diminue d'une quantité constante par période[4]. Cette « non-équivalence générale » entre l'efficacité et la valeur de l'actif au fil du temps s'observe aussi dans le cas du modèle linéaire. Les courbes d'efficacité linéaire ne donnent pas lieu à des courbes de dépréciation linéaire; au contraire, la valeur de l'actif dans ce cas est caractérisée par une courbe de décroissance plus accélérée, la perte de valeur étant plus prononcée au début qu'à la fin de la vie utile. Les courbes d'efficacité hyperbolique, linéaire et géométrique donnent lieu à une courbe prix-âge convexe vers l'origine[5]. Nous discuterons plus

3. Ces relations stylisées entre l'efficience et la dépréciation des actifs comportent plusieurs simplifications – premièrement, que la durée d'utilisation et les profils de l'efficience sont connus avec certitude; deuxième, que les prix de l'actif reflètent la valeur actualisée de son flux de revenus futur, où ces revenus sont une fonction linéaire de la capacité de l'actif; et troisièmement, qu'il n'a pas d'actualisation des rendements futurs.
4. Nous présentons ici une courbe de dépréciation linéaire simplement pour illustrer la diminution progressive de la valeur actualisée au cours de la vie utile de l'actif. Notons, cependant, que la courbe de dépréciation correspondant à un profil d'efficacité constante (« one-hoss-shay ») ne sera pas linéaire i) si l'on ne connaît pas avec certitude la durée de vie utile ou ii) que la valeur de la capacité productive de l'actif est actualisée lors de futures périodes.
5. De nouveau, cette relation efficacité-prix est assujettie à plusieurs conditions; voir la note 3. Fait plus important, la frontière géométrique d'efficacité ne se traduit précisément en une courbe de dépréciation géométrique que dans le cas d'un actif dont la durée de vie est infinie. Dans le cas de la courbe d'efficacité géométrique $(1-\delta)^y$, illustrée à la figure 1, la courbe de dépréciation sera $\{(1-\delta)^y-(1-\delta)^T\}/\{1-(1-\delta)^T\}$ et, en effet, cette expression se réduit au modèle géométrique original quand T tend vers l'infini. Si la durée de vie de l'actif est fixe et limitée, la courbe de dépréciation devient toujours nulle à la fin de la durée de vie utile, tandis que la courbe d'efficacité est tronquée et la courbe de dépréciation reste convexe, mais un peu plus que dans le cas d'une courbe géométrique.

loin de la façon dont les courbes de dépréciation de la figure 2 sont établies d'après les courbes d'efficacité de la figure 1.

Ces exemples heuristiques valent la peine d'être soulignés, puisque, selon Hulten et Wykoff (1981 : 90), les liens entre l'efficacité et la dépréciation représentent l'élément le plus mécompris de la théorie de la dépréciation. Plus récemment, Jorgenson (1994) a soutenu que les comptables nationaux devraient adopter une méthode uniforme de traitement de l'efficacité et de la dépréciation économique. La question est celle de savoir dans quelle mesure les taux de dépréciation économique représentent des approximations adéquates des taux de rendement physique lors de l'estimation du stock de capital par la méthode de l'inventaire perpétuel.

Ici, nous nous concentrons avant tout sur la dépréciation économique, c'est-à-dire la diminution du prix ou de la valeur de l'actif avec l'âge. Cependant, l'âge n'est pas synonyme d'utilisation, même si nous l'avons implicitement traité de la sorte dans les exemples qui précèdent. La valeur d'un actif diminue parce qu'il s'use et que sa valeur actualisée diminue à mesure qu'il passe à travers les systèmes économiques. Selon Fraumeni (1997), la variation de la valeur d'un actif est également modulée par un processus continu de « réévaluation », dû à la réduction progressive de la valeur des actifs les plus anciens de période en période à cause, entre autres, de leur obsolescence croissante. Un coût économique est associé à la rétention d'actifs usagés si de nouveaux actifs, qui mettent en application les dernières innovations technologiques, peuvent améliorer le rendement. Il ressort souvent des discussions portant sur les méthodes d'estimation de la dépréciation économique qu'il importe de faire la distinction entre les effets de l'utilisation et de l'obsolescence sur le prix, puisqu'il n'est pas difficile d'imaginer des circonstances où le poids relatif de la seconde est un déterminant nettement plus important des fluctuations globales du prix que celui de la première. Ainsi, bien que la dépréciation physique des ordinateurs personnels au cours de leur vie utile soit assez faible, leur prix de revente baisse très vite à cause de leur obsolescence rapide.

Nous traitons ici le vieillissement et l'obsolescence comme des déterminants fondamentaux du même processus, en ce sens que l'un et l'autre produisent une variation du prix de l'actif durant son cycle de vie.

2.2 Formes linéaire et géométrique de la dépréciation

Dans cette section, nous discutons de la façon dont on dérive habituellement les estimations de la dépréciation quand des estimations de la durée de vie utile (T) sont disponibles, en nous concentrant sur deux formes particulières de dépréciation, les modèles linéaire et géométrique. Même si, d'un point de vue analytique, nous nous intéressons principalement au second, le modèle de dépréciation linéaire est un point de départ utile, très fréquemment appliqué en comptabilité nationale. Nous traitons ici la durée de vie d'un actif comme étant une variable non stochastique, c'est-à-dire dont la valeur est connue avec certitude.

Fraumeni (1997) a décrit l'algèbre simple des modèles linéaire et géométrique de dépréciation. Nous présentons une grande partie de sa discussion ci-après.

Le modèle linéaire suppose que l'actif a la même valeur monétaire à toutes les étapes de son cycle de vie. Pour un dollar investi, la dépréciation par période prend la forme

$$D = \frac{1}{T} \tag{1}$$

où T est la durée de vie utile. Bien que la perte monétaire soit égale de période en période, le taux de dépréciation, c'est-à-dire la variation en pourcentage de la valeur de l'actif de période en période, augmente progressivement au cours de la vie utile de l'actif. Pour un investissement marginal de un dollar, le taux est donné par

$$\delta_i = \frac{1}{T-(i-1)}, \text{ pour toutes les périodes } i = 1,...,T. \tag{2}$$

Le modèle de dépréciation géométrique représente l'opposé conceptuel du modèle linéaire. Dans le cas de la dépréciation géométrique, c'est le taux de dépréciation, et non la variation de la valeur monétaire de période en période, qui est constant au cours de la vie utile de l'actif[6]. Le modèle de dépréciation géométrique est un modèle de dépréciation accélérée, où la diminution de la valeur monétaire de l'actif est plus grande lors des premières périodes, ce qui produit la courbe âge-prix convexe représentée à la figure 1. La dépréciation par période est donnée par

$$D_i = \delta(1-\delta)^{(i-1)} \tag{3}$$

où δ est le taux constant (invariant avec l'âge) de dépréciation.

La plupart des études empiriques sur la dépréciation des actifs portent sur le modèle géométrique. Lors des premières études, les chercheurs supposaient fréquemment que la dépréciation suivait un modèle géométrique. Hulten et Wykoff (1981), ainsi que Koumanakos et Hwang (1988) donnent des preuves que l'application d'un modèle géométrique convient généralement à une vaste gamme de catégories d'actifs[7].

En pratique, la méthode géométrique est analytiquement avantageuse à deux égards importants. En premier lieu, le taux d'amortissement peut être calculé indirectement par des méthodes comptables et, en deuxième lieu, le fait qu'il soit constant permet de l'utiliser comme approximation du taux de remplacement dans les modèles classiques d'évaluation du stock de capital par la méthode de l'inventaire permanent. Nous examinons le premier de ces points ci-après.

Des estimations directes de δ peuvent être obtenues d'après des renseignements sur les prix de revente et sur la durée de vie de l'actif (T). Pendant de nombreuses années, cette méthode a été la plus courante et l'on déterminait T d'après des renseignements comptables, souvent associés aux lois fiscales. Si l'on ne possède pas suffisamment de renseignements sur les prix, on peut

6. Pour un aperçu de la loi géométrique, voir Hastings et Peacock (1975).
7. Pour une revue des études empiriques, voir Fraumeni (1997); pour une discussion des méthodes empiriques, voir Jorgenson (1994).

calculer indirectement le taux de dépréciation géométrique d'après des estimations de la durée de vie (T) de l'actif tirées du code des impôts comme suit

$$\delta = \frac{TDD}{T} \tag{4}$$

où T est la durée de vie utile de l'actif et TDD est le taux de dépréciation dégressive (en anglais, *declining-balance rate* ou DBR) qui doit être choisi. La valeur du taux de dépréciation dégressive détermine, toutes choses étant égales par ailleurs, la mesure dans laquelle la valeur de l'actif s'érode plus rapidement au début qu'à la fin de la vie utile de ce dernier (Fraumeni, 1997). Plus le taux appliqué est élevé, plus la diminution de la valeur de l'actif au début de sa vie utile est importante et plus la courbe de dépréciation est convexe (c.-à-d. plus la dépréciation est accélérée)[8].

Le taux de dépréciation calculé indirectement au moyen de l'équation (4) est un taux dit *ex ante*, parce que l'estimation de T est fondée sur des attentes *ex ante* concernant la durée de vie utile de l'actif. Au Canada, la durée de vie utile des actifs peut être estimée d'après les attentes exprimées par les participants à une enquête sur la durée d'utilisation des actifs. La Division de l'investissement et du stock de capital recueille, dans le cadre de son enquête annuelle sur les immobilisations, des renseignements sur la durée de vie utile prévue de toutes les nouvelles immobilisations déclarées à Statistique Canada.

L'exactitude empirique des hypothèses qui sous-tendent le calcul des taux de dépréciation géométrique a fait l'objet de nombreux débats. Certains chercheurs doutent que les taux constants appliqués dans les modèles de dépréciation géométrique reflètent les fortes pertes de valeur souvent observées au début de la vie utile d'un actif. Soulignons qu'intrinsèquement, les taux constants n'excluent pas des courbes de dépréciation fortement accélérée; la question serait plutôt de savoir simplement si ces taux sont, tout bien considéré, des représentations raisonnables de la variation de la valeur de l'actif à chaque période. Choisir (par estimation ou autrement) une valeur appropriée du taux de dépréciation dégressive est l'un des aspects importants sur lesquels se concentre le débat. Même si l'application de modèles de diminution géométrique à taux constant du prix en fonction de l'âge est justifiée empiriquement, le choix de valeurs particulières pour TDD et pour T continue de poser un problème. Si la valeur de T est choisie

8. Le concept de durée de vie utile limitée doit être adapté pour être appliqué au modèle géométrique. Pour illustrer ce point, notons que la durée de vie utile T n'est pas limitée dans le sens où l'on peut la considérer telle dans le cas du modèle linéaire. Selon ce modèle de dépréciation, la valeur monétaire de l'actif diminue d'une valeur constante jusqu'à ce que sa valeur économique soit épuisée, autrement dit jusqu'au moment de sa mise hors service. En revanche, dans le cas des modèles géométriques représentés par les équations (3) et (4), la durée de vie de l'actif est infinie en ce sens qu'une partie (qui diminue progressivement) de la valeur de l'actif persiste *après* que la durée de vie utile T soit écoulée. Ce « surplus » ou valeur résiduelle de l'actif n'est pas nécessairement négligeable. Considérons un actif hypothétique dont la durée de vie utile moyenne est de 25 ans. Si nous estimons la dépréciation géométrique par la méthode de dépréciation dégressif à taux double (TDD=2), 13,5 % de la valeur de l'actif persiste après l'âge moyen de mise hors service. Cette caractéristique de « valeur infinie » du modèle géométrique a donné lieu à l'application de procédures de troncation pour rajuster les estimations de la dépréciation à la hausse de façon à épuiser la valeur totale de l'actif à la fin de sa durée de vie utile T. Ceci entraîne une perte de valeur soudaine et souvent importante au temps T. Toutefois, ce problème ne se pose que dans un contexte de certitude et disparaît sous des conditions d'incertitude tenant compte de la nature aléatoire de T.

d'après le code des impôts, l'estimation correspondante pourrait différer de la durée de vie réelle si la durée de vie exacte n'est pas utilisée dans le code, ce qui pourrait être fait délibérément pour essayer de stimuler l'investissement. Si la valeur de T est tirée d'une enquête, d'autres problèmes se posent. Dans ce cas, les entreprises doivent prédire combien de temps pourra durer un actif et pourraient se tromper systématiquement. De nombreuses réserves ont également trait à la nature en apparence ad hoc du taux de dépréciation dégressive (TDD). Alors que les estimations de la durée de vie utile T proviennent souvent de sources spécialisées, les hypothèses concernant le taux de dépréciation dégressive sont, à première vue, moins transparentes. Nous discutons de ce problème en détail plus loin et soutenons que le choix de TDD ne devrait pas être arbitraire, mais plutôt éclairé par la théorie et l'information tirée des données *ex post* sur les prix des actifs.

La méthode de dépréciation dégressive à taux double (DDTD) qui consiste à fixer la valeur de TDD à 2, est très répandue en pratique. Christensen et Jorgenson (1969) l'ont appliquée pour estimer les taux de dépréciation économique en vue de produire leurs estimations du stock de capital. Le programme d'estimation de la productivité de Statistique Canada fonde depuis longtemps ses estimations de la dépréciation géométrique sur un taux double de dépréciation dégressive. L'un des avantages de la DDTD tient au fait qu'il établit un « lien conceptuel » avec le modèle linéaire, car les points médians des deux courbes de dépréciation correspondent à un même point de l'échelle d'âge. En effet, dans le cas du modèle linéaire, le taux moyen de dépréciation concordera avec le taux constant calculé en fixant la valeur de TDD à 2.

En guise d'illustration, nous pouvons examiner une mesure simple de tendance centrale. Si nous définissons μ comme étant le point médian de la courbe géométrique (la durée de vie prévue d'un dollar investi dans un actif), alors

$$\mu = \frac{1}{\delta}, \tag{5}$$

ou, de façon équivalente d'après l'équation (4), en choisissant δ égal à TDD/T

$$\mu = \frac{T}{TDD}. \tag{6}$$

Or, $\frac{T}{2}$ représente aussi le point médian de la courbe de dépréciation linéaire (le point auquel un dollar est déprécié de moitié) d'un actif dont la durée de vie est T. Donc, si nous fixons à 2 la valeur du TDD de la formule géométrique, nous pouvons faire converger le cadre de dépréciation linéaire souvent utilisé par les comptables avec le cadre de dépréciation géométrique, de sorte qu'un dollar moyen d'investissement dans le cadre géométrique dure la même quantité de temps que celle nécessaire pour qu'un dollar perde la moitié de sa durée de vie, ce qui, comme nous le montrons à la section suivante, est simplement la durée de vie prévue d'un dollar investi dans un actif dans des conditions de dépréciation linéaire.

Les estimations de la dépréciation géométrique produites récemment par le Bureau of Economic Analysis (BEA) se fondent sur un taux de dépréciation dégressive plus bas pour nombre d'actifs (TDD=1,65 pour les machines et le matériel et 0,91 pour les bâtiments et travaux de génie). Basées sur les travaux empiriques de Hulten et Wykoff (1981), ces valeurs produisent, toutes

choses étant égales par ailleurs, des taux plus faibles de dépréciation géométrique que la méthode de dépréciation dégressive à taux double.

Une discussion des estimations du TDD de Hulten-Wykoff s'impose ici. Dans le cadre d'une étude réalisée pour l'Office of Tax Analysis du Department of the Treasury, ces auteurs ont produit des estimations directes du taux de dépréciation géométrique pour une grande variété d'actifs d'après des échantillons de prix d'actifs usagés, puis ont calculé les estimations de δ (pour les actifs pour lesquels ils ne disposaient d'aucun renseignement sur le prix) par la méthode comptable d'amortissement géométrique décrite par l'équation (4), en utilisant des estimations arbitraires de T établies d'après le code des impôts. Cette procédure en deux étapes leur a permis de produire un ensemble d'estimations de la dépréciation en harmonie avec les catégories d'actifs utilisées dans les U.S. National Income and Product Accounts. Pour produire les taux de dépréciation géométrique d'après l'équation (4), Hulten et Wykoff ont calculé les valeurs moyennes du taux d'amortissement dégressif TDD en se servant de leurs estimations de δ fondées sur le prix et de renseignements exogènes sur la durée de vie utile provenant du code des impôts. Ils ont obtenu ainsi un TDD de 1,65 pour les machines et le matériel et de 0,91 pour les bâtiments et travaux de génie, c'est-à-dire des valeurs moyennes du TDD fondées sur les catégories d'actifs pour lesquelles des renseignements sur le prix étaient directement disponibles[9]. Dans les cas où ils ne disposaient d'aucune donnée sur les prix, les auteurs ont combiné ces estimations du TDD avec des renseignements sur la durée de vie utile T des actifs en question tirés du code des impôts pour produire des estimations indirectes de δ [10]. Les estimations du TDD produites ainsi devaient servir uniquement à compléter leur ensemble de données et non à être utilisées comme estimations de rechange de T, comme le sont celles produites par Statistique Canada d'après des questions d'enquête directes posées aux entreprises sur les durées de vie prévues des actifs.

L'un des avantages des données dont nous disposons tient au fait que nous pouvons déterminer si les taux de dépréciation *ex ante* calculés d'après le cadre d'amortissement comptable géométrique coïncident avec les taux *ex post* produits par les modèles économétriques développés ici. Nous examinons ce point à la section 6.2 où nous essayons de déterminer si les mesures sommaires de la vie utile de l'actif établies d'après nos estimations économétriques de la dépréciation (calculées d'après les données sur les prix recueillies sur une période de 13 ans) concordent avec les données d'enquêtes récentes sur la vie utile des actifs que l'on peut utiliser pour estimer δ au moyen de l'équation (4).

2.3 Efficacité et dépréciation économique dans un contexte de certitude

À la section précédente, nous avons présenté une description heuristique de la façon dont les taux de dépréciation peuvent être calculés d'après des renseignements sur les vies utiles associées aux actifs. Nous dépeignons des courbes de dépréciation convexes de type géométrique et la courbe

9. Comme Hulten et Wykoff (1981 : 94) le font remarquer, les catégories d'actifs pour lesquelles ils ont pu calculer les taux de dépréciation directement d'après des renseignements sur les prix représentent une part importante des dépenses en immobilisations totales des NIPA (National Income and Product Accounts), c'est-à-dire 42 % de l'investissement dans les bâtiments non résidentiels et 55 % de l'investissement dans l'équipement durable des producteurs.

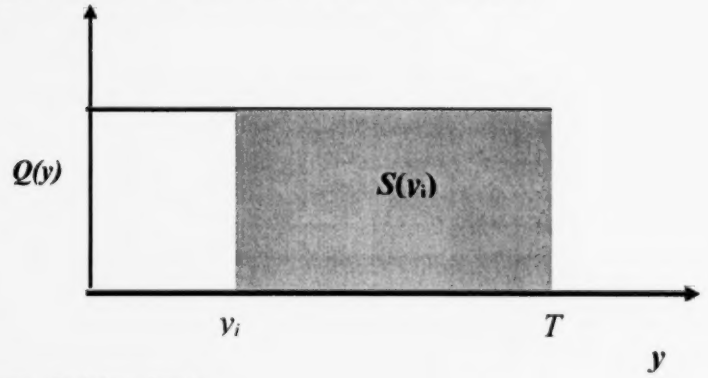
10. Pour une discussion intéressante de la méthode de Hulten-Wykoff, voir Fraumeni (1997).

de prix linéairement décroissante qui résulte d'approches différentes, mais néanmoins conciliables, du même phénomène. En réalité, si l'on tient compte de la nature stochastique du processus de mise hors service des actifs, ces approches pourraient différer moins que ne le donne à penser la figure 2. À la présente section, nous modélisons plus formellement les relations, car il est important de comprendre le rôle de l'incertitude dans l'élaboration du cadre d'estimation utilisé dans le présent document.

Pour commencer, nous considérons uniquement le cas one-hoss-shay dans lequel la capacité de l'actif ne diminue pas au cours de la vie productive de ce dernier.

La valeur relative du flux complet de services que l'actif produira au temps y_i est exprimée par le ratio de l'aire ombrée à l'aire totale du rectangle définie par la longueur 0-T, où T est la durée de vie utile de l'actif. Ce ratio diminue linéairement à mesure que y_i s'approche de T [11].

Figure 3 Courbe d'efficacité « one-hoss-shay »



Source : Statistique Canada

Soit $Q(y)$ l'indice d'efficacité pour des âges particuliers y. La variable y exprime le temps auquel un atome de valeur intégrée dans l'actif est perdu. $f(y)$ représente la perte de valeur par unité de temps. L'utilisation de l'actif pendant une période épuise la quantité constante de valeur qu'il pourrait produire. Nous normalisons sur T de sorte que $f(y)$ ait la caractéristique d'une fonction de densité.

$$f(y) = \frac{Q(y)}{\int_0^T Q(y)\,dy} \text{ pour } 0 < y < T,\ 0 \text{ ailleurs.} \qquad (7)$$

De la figure 3, nous pouvons déduire que la fonction de densité $Q(y)$ dérivée d'une courbe d'efficacité constante suivra une loi uniforme entre 0 et T. La perte de valeur sera répartie uniformément sur la durée de vie utile de l'actif.

11. Nous ne tenons pas compte du fait que cette valeur devrait être actualisée et nous traitons le flux comme étant simplement la somme des revenus futurs. Nous discutons de cette question à l'annexe B.

Nous avons :

$$f(y) = 1/T \text{ pour } 0 < y < T,\ 0 \text{ ailleurs} \tag{8}$$

et l'espérance sera donnée par :

$$E(y) = \int_0^T y\, f(y)\, dy = \left| \frac{y^2}{2T} \right|_0^T = T/2\,. \tag{9}$$

La durée de vie prévue d'un dollar investi dans l'actif sera égale à la moitié de la durée de vie prévue de l'actif proprement dit.

Or, la durée de vie prévue d'un dollar investi est simplement la période de temps moyenne sur laquelle est perdu un dollar d'investissement. Donc, son inverse est simplement le taux moyen de dépréciation[12]. De l'équation (9), il découle par conséquent que la dépréciation moyenne est simplement égale à 2/T et que le taux de dépréciation dégressive (TDD) devrait être choisi égal à 2 dans ces conditions pour produire un taux moyen de dépréciation quand T est connu. De façon plus générale, le taux moyen de dépréciation peut systématiquement être calculé comme étant l'inverse de $E(y)$.

Le concept de dépréciation moyenne est nécessaire dans le contexte de linéarité, parce que les taux de dépréciation augmentent effectivement au cours du temps. Nous devons calculer la moyenne sur le temps écoulé afin de produire une statistique sommaire utilisable dans la formule standard de l'inventaire perpétuel reposant sur l'hypothèse d'un taux constant de dépréciation qui est utilisée pour estimer le stock de capital d'après une série de flux d'investissement.

La fonction de répartition, ou cdf pour « cumulative density function », de $f(y)$, dénotée $F(y)$, exprime la proportion totale de la valeur initiale perdue depuis le début de la mise en service de l'actif.

Par conséquent, nous pouvons exprimer la dépréciation économique par 1 moins $F(y)$, qui donne $S(y)$, ladite fonction de survie.

Nous avons :

$$S(y) = 1 - \int f(y)dy = 1 - F(y)\,. \tag{10}$$

Quand la courbe est constante, la dépréciation économique est une fonction linéaire décroissante, comme l'illustre la figure 2.

La courbe de capacité constante est souvent modifiée afin d'obtenir une réduction progressive de la capacité produite par un actif au début de sa vie utile et une accélération rapide de ce déclin à mesure que l'actif approche du terme de sa durée de vie utile T. Ce genre de modification

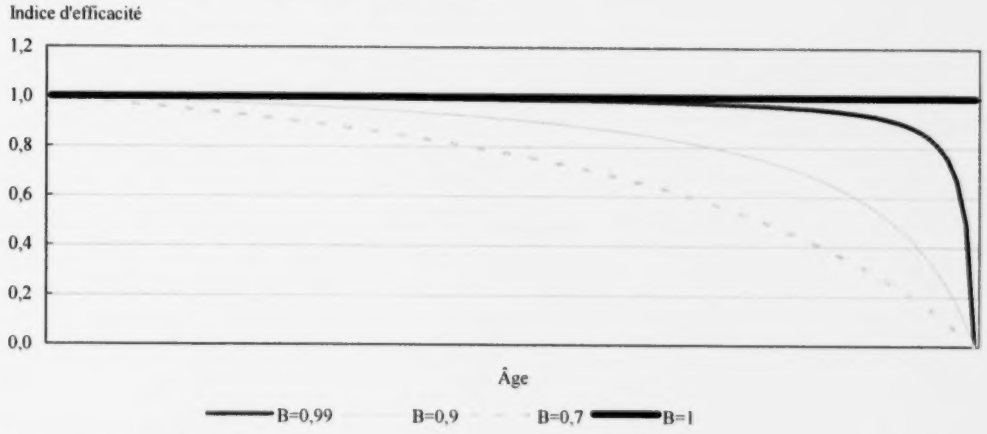
12. Nous pouvons l'observer directement dans le cas de la fonction de dépréciation géométrique où δ=1/E(y). Il est démontré dans Tanguay (2005) que cela est vrai de façon plus générale.

produit une courbe de capacité concave. La fonction hyperbolique, qui est utilisée par le Bureau of Labor Statistics (BLS), est une forme fonctionnelle qui donne une courbe de capacité concave et qui s'écrit

$$Q(y) = (T - y)/(T - \beta y) \tag{11}$$

où β est un paramètre de forme. La borne supérieure de β est 1 qui correspond au cas d'une capacité constante à la fin de la vie utile T. Pour $0<\beta<1$, la courbe de capacité sera concave (voir la figure 4). Si $\beta=0$, elle devient linéaire décroissante. Pour les valeurs négatives de β, la courbe de capacité devient convexe.

Figure 4 Courbes de capacité hyperbolique



Source : Statistique Canada

La densité de la courbe de capacité hyperbolique est :

$$f(y) = \frac{(T - y)\beta^2}{(T - \beta y)T\left[(1 - \beta)\ln(1 - \beta) + \beta\right]} \text{ pour } 0 < y < T,\ 0 \text{ ailleurs.} \tag{12}$$

Quand $\beta=1$, $f(y)$ se réduit à la densité d'une loi uniforme.

La fonction de répartition de y, $F(y)$, est donné par :

$$F(y) = \frac{T(1 - \beta)\ln(T - \beta y) + y\beta}{T\left[(1 - \beta)\ln(1 - \beta) + \beta\right]}. \tag{13}$$

Comme il faut s'y attendre, si $\beta=1$, l'expression se réduit à la forme linéaire $F(y) = y/T$. Quand $\beta=0$, l'expression susmentionnée est indéterminée, mais elle converge vers une quadratique.

La durée de vie prévue d'un dollar investi est :

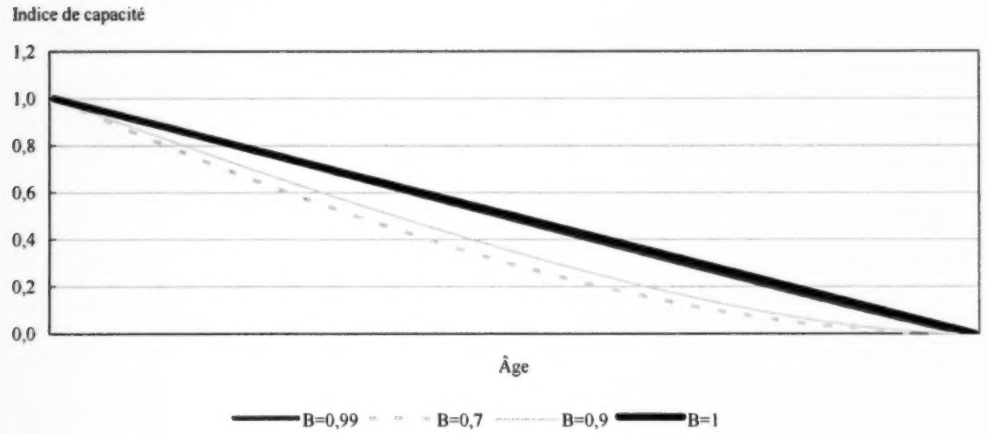
$$E(y) = T\left[\frac{1}{\beta} - \frac{\beta}{2\left\{(1 - \beta)\ln(1 - \beta) + \beta\right\}}\right] \tag{14}$$

d'après laquelle le *TDD* peut être calculé par *T/E(y)*

$$TDD = \frac{\beta\left[(1-\beta)\ln(1-\beta)+\beta\right]}{\left[\left[(1-\beta)\ln(1-\beta)+\beta\right]-\frac{1}{2}\beta\right]}. \tag{15}$$

Les courbes de dépréciation produites par cette fonction de survie dépendent de la valeur de β. La figure 5 donne des exemples de courbes de dépréciation économique établies pour diverses valeurs de β. Quand $\beta < 1$, la courbe de dépréciation est toujours convexe.

Figure 5 Courbes de dépréciation économique dérivées des courbes de capacité hyperboliques



Source : Statistique Canada

Dans le présent document, nous utilisons une forme fonctionnelle alternative, plus facile à manipuler, pour représenter une courbe de capacité concave, c'est-à-dire :

$$f(y) = \frac{k+1}{kT}\left[1-\left(\frac{y}{T}\right)^{k}\right]. \tag{16}$$

La courbe d'efficacité donnée par cette fonction sera concave pour toute valeur de k comprise entre 1 (linéaire décroissante) et l'infini (constante, « one-hoss-shay »). L'espérance de y sera

$$E(y) = T\left[\frac{k+1}{2(k+2)}\right]. \tag{17}$$

Autrement dit, le *TDD* associé à l'équation (17) est :

$$TDD = \left[\frac{2(k+2)}{k+1}\right]. \tag{18}$$

L'équation (18) offre un moyen facile d'établir une correspondance entre les paramètres de la courbe de capacité et du TDD. La valeur de ce dernier sera comprise entre 2 et 3. Cet intervalle

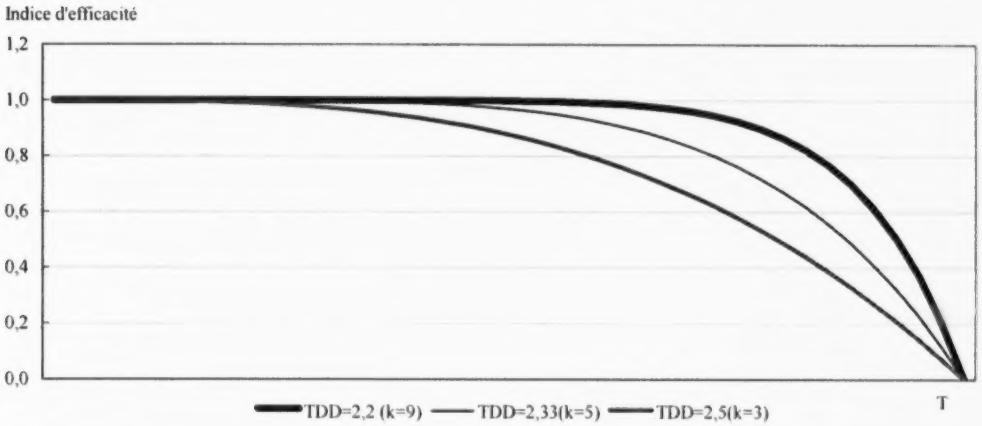
est vrai pour toute forme fonctionnelle à condition que la courbe d'efficacité sous-jacente soit concave.

La fonction de répartition reliée à l'équation (16) est :

$$F(y) = \frac{k+1}{kT}\left[y - \frac{y^{k+1}}{(k+1)T^k}\right]. \qquad (19)$$

Diverses courbes de capacité obtenues en utilisant cette forme fonctionnelle et le TDD qui y est associé sont présentées à la figure 6.

Figure 6 Courbes d'efficacité concaves et taux de dépréciation dégressive (TDD) connexes



Source : Statistique Canada.

2.4 Efficacité et dépréciation économique dans un contexte d'incertitude

Dans les conditions réelles, le temps de la mise hors service (T) n'est pas connu avec certitude, parce que certains actifs seront mis au rebut avant le moment T et d'autres, après celui-ci. Par conséquent, nous devrions traiter T comme une variable aléatoire. Nous montrons ici que, dans ces conditions, les courbes de prix devraient être de forme convexe, même si la courbe d'efficacité de l'actif est constante.

Soulignons aussi que, dès l'instant où nous reconnaissons que T est aléatoire, nous nous intéressons au concept de dépréciation moyenne, parce que, dans un contexte d'incertitude, le taux de dépréciation variera selon la durée de vie de l'actif. L'actif dont la vie utile se termine la première année a un taux de dépréciation de 100 %. Celui qui dure de nombreuses années avant d'être soudainement mis hors service possède un taux de dépréciation beaucoup plus faible. Il est donc nécessaire de considérer la moyenne de toutes les situations pour obtenir un taux représentatif applicable dans la formule standard de l'inventaire perpétuel basée sur l'hypothèse d'un taux de dépréciation géométrique constant utilisée par Statistique Canada pour estimer le stock de capital d'après une série de flux d'investissement.

Pour commencer, considérons une population d'actifs ayant, chacun, une courbe d'efficacité de type constant (« one-hoss-shay »), mais mis hors service à différents temps t. Nous modélisons le temps de la mise hors service comme une variable aléatoire d'espérance T et ayant une variance autour de T. Nous posons que la distribution est généralement asymétrique à gauche, un plus grand nombre d'unités étant mises en service avant le temps T qu'après. Comme nous le verrons, l'hypothèse d'une variable aléatoire associée à une distribution asymétrique particulière produit une courbe de prix de forme convexe, tout comme la fonction géométrique dont nous avons discuté plus haut.

Soit t une réalisation particulière de ce processus. T n'est pas observé, mais t l'est. Étant donné cette caractéristique, au lieu de la fonction de densité décrite par $f(y)$, nous devrions considérer la densité conditionnelle $f(y \mid T = t)$.

Afin de simplifier la notation, nous ferons uniquement allusion à t dans la suite et écrirons la densité conditionnelle sous la forme $f(y \mid t)$. Elle décrit la perte de valeur pendant une durée de service donnée.

Nous utilisons le théorème de Bayes pour générer une densité conjointe de y et t que nous notons $f(t, y)$.

$$f(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t, y)dt = \int_{-\infty}^{+\infty} f\left(y|t\right) f\left(t\right)dt\,. \tag{20}$$

Une variante de cette relation est donnée par[13] :

$$E(y) = E[E\left(y|t\right)]\,. \tag{21}$$

Comme l'espérance conditionnelle $E\left(y|t\right)$ dépend uniquement de t et non de y, nous pouvons dériver l'espérance de y sans devoir calculer sa densité. Nous « pondérons » simplement l'espérance conditionnelle de y par la densité de t.

L'exemple qui suit en donne l'illustration.

Supposons que $f(y \mid t)$ soit fournie, comme dans l'équation (8), par $(1/t)$ et que $f(t)$ soit la Weibull avec les paramètres λ et ρ.

$$f(t) = \lambda^{\rho} \rho t^{(\rho-1)} e^{-\left((\lambda t)^{\rho}\right)}\,. \tag{22}$$

La fonction de Weibull est une forme fonctionnelle utilisée fréquemment qui tient compte de l'asymétrie des distributions et qui a l'avantage d'être spécifiée au moyen de deux paramètres seulement. Ses deux premiers moments sont des fonctions simples de ces paramètres et sont relativement faciles à estimer. Pour le moment, nous supposons que ρ est supérieur à 1, ce qui impose un taux de risque croissant. Cette hypothèse correspond à ce que nous nous attendrions à observer pour un modèle de survie décrivant des durées physiques.

13. Voir Hogg et Graig (1995).

Étant donné que y, la durée des atomes de valeur intégrés dans un actif particulier, sera toujours inférieure ou égale à t, nous pouvons écrire la fonction de densité conjointe de t et y comme suit :

$$f(t,y) = \lambda^{\rho}\rho t^{(\rho-2)}e^{-((\lambda t)^{\rho})} \quad \text{pour} \quad 0 \le y \le t \le +\infty, \qquad 0, \quad \text{autrement.} \tag{23}$$

Pour calculer la densité marginale de y, $f(y)$, nous intégrons cette fonction sur t entre y et $+\infty$. Cela nous donne[14] :

$$f(y) = \int_{y}^{+\infty} \lambda^{\rho}\rho t^{(\rho-2)}e^{-((\lambda t)^{\rho})}\partial t = \lambda\Gamma\left[1-1/\rho,(\lambda y)^{\rho}\right] \tag{24}$$

où $\Gamma[a,z]$ est la fonction gamma incomplète complémentaire[15].

Au temps $t=0$, $f(y)$ se réduit à $\lambda\ \Gamma(1-1/\rho)$.

La fonction de survie, estimée au point s, est :

$$S(s) = \int_{s}^{+\infty} \lambda\Gamma\left[1-1/\rho,(\lambda y)^{\rho}\right] = e^{-((\lambda s)^{\rho})} - \lambda s\Gamma\left[(\tfrac{1}{\rho}-1),(\lambda s)^{\rho}\right]. \tag{25}$$

Nous pouvons montrer (Tanguay, 2005) que l'espérance de y est :

$$E(y) = \frac{1}{2}\frac{1}{\lambda}\Gamma\left[1+1/\rho\right],$$

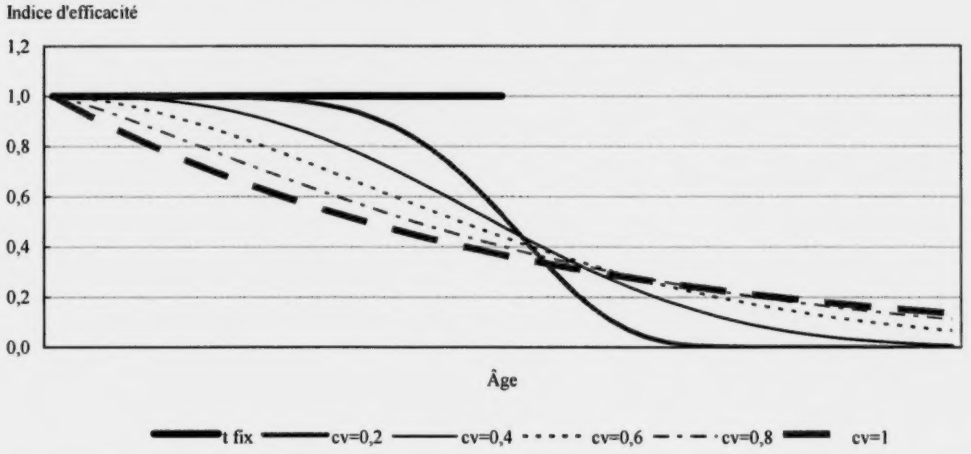
que nous pouvons calculer en nous servant des estimations des paramètres ρ et λ de Weibull.

La capacité prévue n'est plus constante dans ce modèle, bien que nous supposions encore que chaque actif est caractérisé par une courbe de capacité constante. La figure 7 représente la capacité prévue en fonction du temps pour diverses distributions de Weibull. Les distributions de rechange sont définies en fonction de la taille du coefficient de variation produit par diverses valeurs de ρ et λ. La courbe de capacité prévue est d'autant plus convexe que le coefficient de variation de la durée prévue est grand (une fonction de ρ et λ).

Maintenant que la capacité prévue est une fonction convexe du temps, la valeur prévue de l'actif suit aussi une trajectoire convexe. La figure 8 illustre la dépréciation économique générée par diverses fonctions de Weibull.

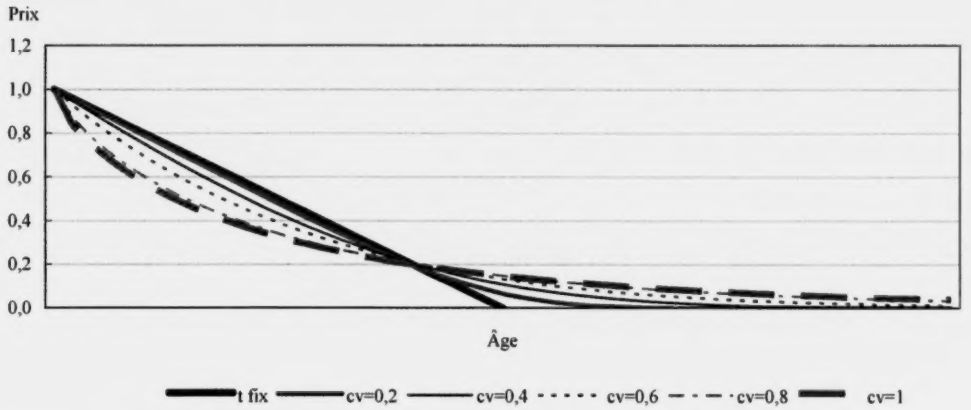
14. Voir Tanguay (2005).
15. *Opus cited.*

Figure 7 Capacité prévue sous les durées de Weibull



Notes : cv= coefficient de variation.
La capacité conditionnelle est constante.
Source : Statistique Canada.

Figure 8 Dépréciation économique sous les durées de Weibull



Notes : cv= coeficient de variation.
La capacité conditionnelle est constante.
Source : Statistique Canada.

Dans l'exemple qui précède, nous avons choisi une fonction de Weibull pour représenter le processus de mise hors service et une fonction de capacité constante. D'autres choix existent. Par exemple, si $f(t)$ est une loi gamma de paramètre 2, $1/\lambda$, et si $f(y|t)$ est une loi uniforme, alors $f(y)$ se réduit à une simple fonction exponentielle.

$$f(t) = \lambda^2 t e^{-\lambda t}$$
$$\Rightarrow f(t,y) = \lambda^2 e^{-\lambda t} \qquad (26)$$

et en utilisant $U = \lambda t$ et $dt = dU/\lambda$, nous obtenons :

$$\int_{y}^{+\infty} \lambda^2 e^{-\lambda t} dt = \int_{\lambda y}^{+\infty} \lambda e^{-U} dU = \lambda \Big|_{\lambda y}^{+\infty} -e^{-U} = \lambda e^{-\lambda y}. \tag{27}$$

Nous pouvons étendre ces résultats aux situations où les courbes de capacité sont concaves et, par conséquent, où le *TDD* est supérieur à la valeur de 2. Si $f(t)$ est une Weibull et $f(y|t)$ est définie par l'équation (16) nous obtenons :

$$f(y) = \frac{\lambda(k+1)}{k}\left\{\Gamma\left(1-1/\rho,(\lambda y)^{\rho}\right) - (\lambda y)^{(\rho-1)} \mathrm{E}_{\left(\frac{k+1}{\rho}\right)}\left[(\lambda y)^{\rho}\right]\right\} \tag{28}$$

où E_v est une intégrale exponentielle d'ordre v. Cette fonction peut être résolue pour les valeurs entières de v (Tanguay, 2005). La fonction de survie dérivée sera :

$$S(s) = \int_{s}^{+\infty} f(y)dy = \frac{(k+1)}{k}\left\{ e^{-\left((\lambda s)^{\rho}\right)} - \lambda s \Gamma\left[\left(\tfrac{1}{\rho}-1\right),(\lambda s)^{\rho}\right] - \tfrac{1}{\rho}\mathrm{E}_{\left(\frac{k+1+\rho}{\rho}\right)}\left[(\lambda s)^{\rho}\right]\right\}. \tag{29}$$

Les paramètres de l'équation (29) peuvent être estimés d'après des données réelles par interpolation linéaire entre les valeurs entières de E_v.

3. Source des données

L'étude se fonde sur les données de l'Enquête sur les dépenses en immobilisations et en réparations réalisée annuellement par la Division de l'investissement et du stock de capital de Statistique Canada auprès d'un échantillon d'établissements auxquels on demande de fournir des renseignements sur leurs ventes et mises hors service d'actifs fixes. Les données de base analysées ici sont extraites de cette base de microdonnées.

Les établissements qui participent à l'enquête appartiennent à une gamme variée d'industries du secteur des biens et des services. L'enquête fournit des données détaillées sur la catégorie d'actifs, la valeur comptable brute, le prix de vente et l'âge de chaque actif mis hors service. La valeur comptable brute correspond à la valeur de l'investissement original plus la valeur des améliorations capitalisées survenues au cours de la vie de l'actif. Nous avons utilisé des déflateurs afin d'exprimer les prix de toutes les immobilisations en dollars réels. Les actifs de la catégorie des machines et du matériel couvrent près de 80 % de l'ensemble des actifs de cette catégorie; les immobilisations en bâtiments couvrent 57 % de l'ensemble des actifs de cette catégorie, mais un pourcentage nettement plus élevé si l'on élimine les bâtiments institutionnels. Par ailleurs, les travaux de génie ne représentent que 13 % du stock de capital dans cette catégorie.

L'unité fondamentale utilisée ici est un ratio de survie de la valeur de l'actif original, observé à un âge s donné. Pour toute observation i dans l'échantillon, le ratio de survie est donné par :

$$R_i = \frac{PV_i}{VCB_i} \tag{30}$$

où PV représente le prix de vente ou de mise hors service de l'actif à l'âge t et VCB, sa valeur comptable brute. Le numérateur et le dénominateur sont exprimés tous deux en dollars constants. R_i représente donc la part de la valeur de l'actif qui reste lorsque celui-ci est vendu à un âge t donné. Si l'actif est mis hors service sans être vendu, R_i est égal à 0 parce que le prix de vente est nul.

Les études qui portent sur les prix du marché pour estimer les courbes de dépréciation doivent tenir compte des problèmes de fiabilité des données[16]. Habituellement, les échantillons de données sur les actifs usagés ne contiennent pas de renseignements sur les mises hors service, situation qui, à son tour, biaise fortement l'estimation des courbes de dépréciation. Lors de leur étude de 1981, pour tenir compte des mises hors service, Hulten et Wykoff ont pondéré leurs données sur les prix en prenant pour coefficient les probabilités de survie. Des rajustements ponctuels de ce genre ne sont pas nécessaires ici, puisque les renseignements sur les mises hors service sont inclus directement dans la base de données.

Dans le document précédent portant sur les taux de dépréciation (Gellatly, Tanguay et Yan, 2002), la base de données utilisée contenait des données sur les prix des actifs usagés couvrant une période de déclaration de 11 ans (de 1985 à 1996). L'échantillon utilisé pour l'analyse a été produit en plusieurs étapes. L'échantillon de base comptait 53 802 observations sur 240 actifs distincts. La nouvelle base de données utilisée pour la présente étude contient des observations supplémentaires, couvrant la période de 1996 à 2001. Toutefois, nombre de ces observations n'ont pu être utilisées à cause des limites des données. Nous avons d'abord éliminé ceux pour lesquels les données sur l'âge et(ou) la valeur comptable initiale manquaient. Puis, nous avons exclu les actifs institutionnels (p. ex., écoles, hôpitaux, universités).

Afin d'exclure les observations pour lesquelles la mise hors service à un prix nul n'était pas logique, nous avons élaboré un processus de filtrage qui comprend une routine générale et des contrôles particuliers lorsque des anomalies se dégagent[17]. Nous avons réduit ainsi notre ensemble de données à 30 235 observations sur 119 actifs. Nous avons ensuite limité l'analyse aux actifs individuels pour lesquels nous disposions de plus de 75 observations. Cette restriction supplémentaire a réduit notre échantillon à 32 048 observations utilisables sur 49 actifs.

La nouvelle base de données utilisée pour la présente étude contient des observations supplémentaires, couvrant la période de 1996 à 2001. En outre, nous avons utilisé de nouvelles procédures de vérification. Après avoir appliqué le processus de filtrage susmentionné à la nouvelle base de données, nous disposions de plus de 30 000 observations sur des actifs usagés pour l'estimation. Cette base de données étendue comprend des observations dans lesquelles le prix de l'actif lors de la mise hors service était positif (13 718), ainsi que ceux pour lesquels le

16. De nouveau, pour une discussion générale de ces questions, voir Fraumeni (1997).
17. Voir l'annexe A pour des précisions.

prix était nul (18 330). Les actifs de la catégorie des machines et du matériel représentaient 92 % des actifs du premier groupe et 87 % de ceux du deuxième groupe.

Nous avons également découvert que, dans certains cas, il existait un grand nombre d'observations pour lesquelles le prix n'était pas nul, mais proche de zéro. Selon nous, bon nombre de ces observations représentaient effectivement une valeur à la casse au lieu d'une valeur de survie de l'actif. Par conséquent, nous avons considéré ces actifs comme étant des rebuts. Pour cela, nous avons utilisé une borne inférieure prudente de 0,06 sous laquelle un rapport de prix a été considéré comme indicatif d'un retrait.

Nous avons également relevé un problème de préférence de chiffres chez les répondants, comme en témoigne l'existence de grappes d'observations pour lesquelles la valeur de la durée de vie correspondait à un chiffre arrondi comme 5, 10, 15 ou 20 ans. Ce problème, typique de nombreuses enquêtes, a lieu parce que certains répondants ont tendance à arrondir les valeurs de durée de vie qu'ils déclarent. Cette tendance à arrondir l'âge peut avoir une incidence sur l'exactitude des estimations. Par conséquent, nous avons adopté la correction pour la préférence de chiffres décrite dans Gellatly, Tanguay et Yan (2002).

Bien que la base de données offre une occasion unique d'estimer les courbes de dépréciation au moyen de données sur les prix des actifs usagés, il convient de souligner que cette approche n'est valide que dans la mesure où ces prix reflètent la valeur d'actifs représentatifs et non celle d'actifs de qualité inférieure ou « citron »[18]. Si les actifs vendus sur les marchés d'occasion sont de qualité inférieure à ceux que les propriétaires gardent en production, les prix observés présenteront un biais par défaut. La mesure dans laquelle le problème des actifs de qualité inférieure rend les études portant sur ces actifs moins pertinentes dépend, entre autres, des hypothèses quant à la capacité des marchés à résoudre les problèmes informationnels. Ainsi, l'arrivée sur ces marchés d'intermédiaires qui fournissent des renseignements sur les actifs usagés aux acheteurs éventuels réduit les déséquilibres informationnels. En outre, l'existence de divers créneaux de marché correspondant à différentes catégories de qualité réduit aussi l'importance des problèmes de qualité inférieure. Ici, nous considérons que le prix des actifs usagés nous renseignera beaucoup sur la dépréciation économique. Soulignons, toutefois, que notre stratégie d'épuration des données nous permet d'éliminer une partie des actifs de qualité inférieure les plus évidents, c'est-à-dire les observations pour lesquelles la valeur de revente est très faible, comparativement à des actifs semblables, au début de la vie utile.

Un autre problème important est que, pour de nombreux actifs, il n'existe effectivement aucun marché d'occasion. En raison de leur spécificité, de leur immobilité spatiale ou du coût de transaction qui serait associé à leur vente, il se peut que certaines immobilisations ne soient utiles que dans le contexte de leur utilisation courante. Le cas échéant, le prix du maintien de l'actif en production évalué par l'entreprise propriétaire différera de celui qu'un tiers serait disposé à payer pour l'acquérir. Si des opérations concernant ce genre d'actif ont lieu sur le marché d'occasion, les prix pourraient refléter une valeur de panique plutôt que la valeur commerciale courante[19].

18. Voir Akerlof (1970).

19. Les faillites ou les fusions sont des exemples de ce genre de situation. Dans le premier cas, la valeur des actifs sera vraisemblablement sous-estimée, tandis que dans le second, elle pourrait (mais pas systématiquement) être surestimée.

Par conséquent, la dépréciation économique ne peut être estimée exclusivement d'après les prix de revente.

Afin de tenir compte des problèmes que peuvent poser les prix des actifs usagés, nous limitons nos estimations aux actifs (principalement de la catégorie des machines et du matériel) pour lesquels le marché d'occasion est raisonnablement actif. Par exemple, pour la catégorie des travaux de génie, moins de 40 % des observations contenaient une valeur positive de prix et, parmi celles qui en contenaient une, environ la moitié présentaient un ratio des prix inférieur à 6 %. Par conséquent, nous avons éliminé la catégorie des travaux de génie de notre procédure d'estimation. Nous avons retenu uniquement quelques catégories de bâtiments pour lesquels existait un nombre raisonnable d'opérations, mais nous tenons à souligner que nous ne serions pas surpris que notre cadre économétrique donne de moins bons résultats pour ces actifs. Les observations sur lesquelles nous nous concentrons correspondent principalement à des actifs de la catégorie des machines et du matériel (environ 31 000). Les données nous permettent d'estimer les taux de dépréciation directement pour 22 grandes catégories d'actifs parmi les 155 actifs pour lesquels Statistique Canada recueille des renseignements pour son programme de données sur l'investissement.

Enfin, des réserves sont souvent émises quant à la représentativité des résultats lorsque ceux-ci sont fondés sur de petits échantillons. Si l'on exclut Hulten et Wykoff (1981) et Koumanakos et Hwang (1988), la plupart des travaux empiriques sur la dépréciation des immobilisations se fondent sur de petits échantillons portant sur un nombre limité d'actifs. À cet égard, notre base de données offre certains avantages, car elle nous permet d'accumuler une foule de renseignements diversifiés sur les prix grâce à une enquête annuelle complète sur les immobilisations réalisées par Statistique Canada. Le nombre moyen d'observations par actif est de 665, le nombre minimal est de 77 et le nombre maximal est de 1 400.

Les caractéristiques de l'échantillon final sont présentées au tableau 1.

Tableau 1 Échantillon de données

Code d'actif	Description	Prix d'actif	Prix d'actif	Durée de vie
		Nombre d'observations original	Nombre d'observations agrandi	Nombre d'observations
1001	Usines de fabrication, de traitement et d'assemblage	791	1 016	4 579
1006	Entrepôts, bâtiments d'entreposage frigorifique et gares de marchandises	268	348	1 634
1008	Garages, ateliers et entrepôts de matériel	151	186	1 076
1013	Immeubles à bureaux	626	774	4 138
1016	Centres commerciaux et magasins	202	362	1 375
1099	Autres constructions industrielles et commerciales	168	195	753
3002	Lignes de téléphone et de télédistribution, câbles souterrains et marins	162	206	551
3003	Tours de communication, antennes, stations terrestres, y compris les réflecteurs paraboliques pour la réception des communications	128	154	524
6001	Meubles et ameublement de bureau (pupitres, chaises, étagères, etc.)	2 651	3 345	12 611
6002	Ordinateurs, matériel connexe incluant logiciel et machines de traitement de texte	2 484	2 930	13 438
6003	Autres meubles, ameublement et appareils (articles de cuisine dans les restaurants, matériel récréatif, meubles dans les hôpitaux, les magasins et les hôtels)	875	883	13 438
6004	Matériel scientifique, professionnel et médical	871	570	3 673
6005	Matériel de chauffage, d'électricité, de plomberie, de climatisation et de réfrigération	365	406	2 564
6006	Matériel de dépollution	124	116	697
6007	Matériel de sécurité (y compris les armes à feu)	118	88	978
6009	Moteurs, génératrices, transformateurs, turbines, compresseurs et pompes de tous genres	571	693	2 587
6010	Matériel lourd de construction (chargement, remorquage, malaxage, pavage, terrassement)	596	627	1 175
6011	Tracteurs de tout genre et autre matériel agricole mobile (porteurs-tracteurs, voir le code 6203)	459	477	753
6012	Outillage capitalisé et autres outils (manuels, électriques, industriels)	707	831	3 169
6013	Installations de forage	127	153	295
6201	Automobiles et principales pièces de rechange	2 554	2 214	3 881
6202	Autobus (de tous genres) et principales pièces de rechange	204	234	420
6203	Camions, fourgonnettes, porteurs-tracteurs, camions-remorques et principales pièces de rechange	3 086	4 100	5 868
6205	Locomotives, matériel roulant, tramways et wagons de métro, autre matériel de transport rapide et pièces de rechange	207	247	397
6206	Navires et bateaux et principales pièces de rechange	104	123	299
6207	Aéronefs, hélicoptères, moteurs d'aéronefs et autres principales pièces de rechange	223	288	792
6299	Autre matériel de transport	209	229	517
6401	Machines et matériel assistés par ordinateur pour la manutention		138	721
6402	Machines et matériel assistés par ordinateur pour la production	539	1 024	4 381
6403	Machines et matériel assistés par ordinateur pour tous les genres de systèmes de communication	267	586	3 747
6601	Non assistés par ordinateur pour la manutention	1 001	1 406	3 396
6602	Non assistés par ordinateur pour la production	2 918	3 688	7 125
6603	Non assistés par ordinateur pour les systèmes de communications	595	669	2 384
8999	Autres machines et matériel (non spécifié ailleurs)	745	1 090	4 596

Source : Statistique Canada.

4. Cadre d'estimation

Comme le constate Jorgenson (1994 : 1), le défi que doivent relever les statisticiens économistes qui étudient la dépréciation économique consiste à bien employer les données sur le prix des actifs. Les études économétriques fondées sur les prix « générationnels » des actifs pour estimer les courbes de dépréciation s'appuient sur les travaux originaux de Hall (1971) et de Hulten et Wykoff (1981). Hall a introduit un modèle d'analyse de la variance dans lequel les prix sont estimés en fonction de variables binaires d'âge et de temps. L'une des contributions importantes du modèle de Hall est l'estimation des effets non linéaires du temps et de l'âge[20]. Hulten et Wykoff, quant à eux, ont étendu l'étude économétrique (et non linéaire) des plans d'amortissement grâce à l'utilisation d'un modèle de Box-Cox qui permet de vérifier l'adéquation de diverses formes fonctionnelles (rectangulaire, linéaire et géométrique). Koumanakos et Hwang (1988) ont appliqué ce modèle de Box-Cox à leur analyse des actifs canadiens au moyen de données de 1987 sur les prix des actifs usagés recueillies.

Nous exposons ci-après trois spécifications de modèle distinctes, appelées MÉTHODE1, MÉTHODE2 et MÉTHODE3, pour estimer une fonction de mise hors service en vue d'obtenir une estimation de la durée de vie d'un actif, ainsi qu'une courbe âge-prix afin d'obtenir un taux de dépréciation et une estimation du TDD. Aux sections précédentes, nous avons montré que la courbe prix-âge que nous souhaitons estimer sera de forme convexe. Plusieurs modèles peuvent être utilisés pour cet exercice. Pour nos estimations, nous en choisissons trois, c'est-à-dire un modèle exponentiel, un modèle de Weibull et le modèle général décrit par l'équation (29). Tous sont arbitraires. Les deux premiers sont apparentés. Utilisée très fréquemment en analyse de durée, la distribution de Weibull est un modèle paramétrique souple, caractérisé par deux paramètres, qui permet d'utiliser des taux de dépréciation variables en fonction de l'âge, mais peut être contraint à produire des taux constants (exponentiels) qui sont directement comparables aux taux géométriques habituellement utilisés en comptabilité pour calculer l'amortissement. Nous avons choisi le troisième modèle, non pas simplement pour suivre la pratique habituelle consistant à utiliser une Weibull, mais en nous demandant quelle serait la forme de la courbe si nous avions une fonction de mise hors service de Weibull et une courbe d'efficacité générale concave. L'équation dérivée qui caractérise la courbe âge-prix résultante nécessite l'estimation de trois paramètres.

Malgré ces différences, il convient de mentionner que les diverses formes fonctionnelles choisies pourraient ne pas donner lieu à des écarts significatifs pour la variable estimée ici. Rappelons que chaque approche est utilisée pour établir le taux de dépréciation moyen d'un actif, comme il est décrit aux sections précédentes. Nous cherchons à déterminer quelle est, en moyenne, la dépréciation sur la durée de vie d'un actif, plutôt que la façon dont varie le taux de dépréciation au cours de la durée de vie entière d'un actif. En outre, comme nous le montrerons, l'estimation du taux moyen de dépréciation produite plus loin dépend plus de l'utilisation de données qui sont représentatives de la population complète de transactions concernant les actifs que de la forme fonctionnelle choisie.

---

20. Une revue plus complète des travaux empiriques mentionnés, particulièrement ceux de Hall (1971) et de Hulten et Wykoff (1981), figure dans Jorgenson (1994). La discussion présentée ici n'est nullement exhaustive. Pour une revue plus complète, consulter Jorgenson (1994) et Fraumeni (1997).

4.1 Modèle de survie (MÉTHODE1)

Considérons d'abord la détermination de la valeur d'un actif dans le cadre classique du maximum de vraisemblance.

Représentons par y une variable nominale décrivant les deux états possibles d'un actif donné et posons que

$y = 1$ quand l'actif est « mort » ou mis au rebut (c'est-à-dire que son prix de vente est nul)
$y = 0$ autrement.

La vraisemblance d'une observation $\ell(t)$ est donnée par

$$\ell(t) = f(t)^{y} S(t)^{(1-y)} \tag{31}$$

où $f(t)$ est la fonction de densité et $S(t)$ est la fonction de survie[21].

L'équation (31) s'applique de préférence aux situations dans lesquelles on peut décrire l'événement à modéliser au moyen d'une variable d'état binaire (par exemple, « en vie » ou « mort »). Si l'actif est « mort », la fonction de vraisemblance se réduit à la fonction de densité et donne la probabilité que l'actif soit hors service à l'âge t. Si l'actif est encore « en vie », la fonction de vraisemblance se réduit à la fonction de survie et donne la probabilité que l'actif survive jusqu'au temps t. La log-vraisemblance d'un échantillon de n observations prend alors la forme

$$\ln L = \sum_{i=1}^{n} \left[y_i \ln f(t_i) + (1 - y_i) \ln S(t_i) \right]. \tag{32}$$

Modifions maintenant l'équation (31) d'après l'ensemble de ratios de survie observés R_i (définis plus haut par l'équation [30]). Chaque atome de valeur possède sa propre durée et R_i exprime la proportion d'entre eux qui survivent jusqu'à un certain âge t, tandis que $1 - R_i$ est la proportion d'atomes perdus. Chaque actif est par conséquent considéré comme une cohorte particulière de valeurs. La log-vraisemblance d'un échantillon de n observations (cohortes) devient

$$\ln L = \sum_{i=1}^{n} \left[(1 - R_i) \ln f(t_i) + R_i \ln S(t_i) \right]. \tag{33}$$

Nous pouvons interpréter intuitivement la formule de la log-vraisemblance donnée par l'équation (33). R_i, le ratio des prix, représente la partie de la valeur de l'actif qui survit jusqu'à un âge donné t, multiplié par une probabilité de survie $S(t_i)$, tandis que $1 - R_i$ représente la part perdue de la valeur, multipliée par sa probabilité de disparition $f(t_i)$.

21. Cette représentation est conforme au modèle type de survie. Consulter, par exemple, Cox et Oakes (1984) et Nelson (1982).

Bien qu'elle convienne à de nombreuses études de survie, l'équation (33) doit être modifiée afin de produire des estimations de la dépréciation économique. L'utilisation de la densité de probabilité standard $f(t_i)$ repose sur l'hypothèse que la valeur de l'actif demeure constante pendant toutes les périodes qui précèdent sa vente ou sa mise hors service. Sont donc intégrées dans l'équation (33) des courbes qui sont conceptuellement semblables à une « one-hoss-shay », les valeurs des actifs demeurant à leur ratio de survie maximal avant un âge donné (le point où a lieu la transaction t) auquel est observée une perte partielle ou totale de valeur. Comme cette hypothèse est trop restrictive, nous modifions l'équation (32) pour tenir compte de la dépréciation continue en remplaçant la densité de probabilité $f(t_i)$ par la fonction de répartition $F(t_i)$. Alors que la densité de probabilité $f(t_i)$ sous-entend que la perte de valeur de l'actif a lieu au temps t, la fonction de répartition $F(t_i)$ suppose que les réductions de la valeur ont lieu avant le temps t.

L'équation d'estimation devient

$$\ln L = \sum_{i=1}^{n} \left[(1 - R_i) \ln F(t_i) + R_i \ln S(t_i) \right] \tag{34}$$

où $F(t_i)$ est la probabilité que la valeur de l'actif diminue à un moment donné avant t[22]. Pour estimer le modèle qui précède en nous servant de la loi de Weibull, nous exprimons les fonctions de répartition $F(t_i)$ et de survie $S(t_i)$ comme suit :

$$S(t) = \exp[-(\lambda t)^{\rho}] \tag{35}$$

$$F(t) = 1 - \exp[-(\lambda t)^{\rho}]. \tag{36}$$

Contraindre le paramètre ρ à une valeur de un produira la variante exponentielle ou géométrique continue du modèle avec les fonctions de survie et de répartition

$$S(t) = \exp(-\lambda t) \tag{37}$$

$$F(t) = 1 - \exp(-\lambda t). \tag{38}$$

Nous utilisons la variante exponentielle de la Weibull parce que nos résultats antérieurs (Gellatly et coll., 2002) ont indiqué qu'on ne pouvait la rejeter pour un grand nombre d'actifs.

L'estimation de l'équation (34) fondée sur les ratios individuels de survie R_i suppose que les plans d'amortissement ne sont pas corrélés à la taille, ni à la valeur monétaire de l'actif. Pour tenir compte des différences de valeur monétaire entre les observations, nous les pondérons chacune par leur part de la valeur totale de l'actif multipliée par le nombre d'observations dans

22. Ce modèle est similaire aux modèles de réponse binaire où le niveau de réponse (temps) est spécifique à l'observation. Notre formule ressemble à l'un des prototypes énumérés par Lagakos (1979) dans lequel les observations suivent une même loi de distribution, mais présentent des modalités de censure différentes. Dans notre cadre de référence, la fonction de vraisemblance est censurée à gauche et à droite, et la variable indicatrice habituelle y est remplacée par un ratio de survie R_i.

l'échantillon d'actifs[23]. Si nous représentons ce poids par w_i, nous pouvons réécrire l'équation (34) sous la forme

$$\ln L = \sum_{i=1}^{n} w_i \left[(1 - R_i) \ln F(t_i) + R_i \ln S(t_i) \right]. \tag{39}$$

4.2 Méthode en deux étapes (MÉTHODE2)

Le deuxième estimateur que nous examinerons ici repose sur l'utilisation des données sur les prix des actifs usagés que l'on corrige pour le biais de sélection par une procédure en deux étapes qui a été utilisée, entre autres, par Hulten et Wykoff[24]. Pour produire leurs estimations pionnières, ces auteurs ne disposaient que de données sur les prix des actifs usagés, mais de fort peu d'information sur le profil de mise hors service. Autrement dit, ils manquaient de renseignements sur les mises au rebut réelles non observées sur les marchés d'occasion qui ne recueillent des données sur les prix que pour les transactions produisant des valeurs positives. Faute de ces données, ils ont formulé des hypothèses quant à la durée moyenne de vie des actifs et à la distribution des mises hors service autour de cette moyenne afin de corriger à la baisse les prix positifs observés, et de tenir compte ainsi dans la moyenne des observations manquantes sur les actifs qui avaient été mis hors service à un prix nul.

Notre base de données nous permet d'estimer directement le processus de mise hors service. Le cadre de modélisation que nous adoptons consiste à estimer directement les courbes âge-prix en utilisant des données sur les prix des actifs usagés et en corrigeant les estimations pour le biais de censure de l'échantillon en utilisant une distribution des mises hors service[25]. Au lieu d'étalonner cette distribution autour d'une durée de vie utile moyenne, comme cela est fait dans la plupart des études, nous estimons directement les probabilités de mise hors service d'après celles observées, c'est-à-dire les transactions caractérisées par un prix nul et les ventes d'actifs usagés. Nous utilisons toutes les observations (positives ainsi que nulles) pour estimer la fonction de mise hors service réelle, dont nous nous servons alors pour corriger les estimateurs pour tenir compte d'une proportion de mises hors service à chaque point dans le temps[26].

Par conséquent, nous devons émettre une hypothèse quant à la courbe de mise hors service, c'est-à-dire la fonction de survie t. Ici, nous supposons que les distributions des mises hors service suivent une loi de Weibull. La fonction de répartition (D) et la densité de probabilité (f) des mises hors service sont, respectivement :

---

23. Par conséquent, la somme des poids est égale au nombre total d'observations. Nous ne créons aucun degré de liberté artificielle.
24. Hulten et Wykoff (1981), *opus cited.*
25. Il convient de souligner que cette approche diffère considérablement du modèle en deux étapes élaboré, entre autre, par Heckman. Ici, la correction est introduite directement sur la variable dépendante au lieu d'être ajoutée aux variables explicatives, comme dans l'approche classique de Heckman. Ceci facilite la transformation linéaire qui, autrement, serait difficile à exécuter.
26. Nous avons également expérimenté une version ne tenant compte que des mises hors service (valeurs nulles), mais l'avons rejetée parce qu'elle comporte un biais de censure manifeste décrit de longue date dans la littérature économétrique.

$$D(t;\lambda,\rho) = 1 - Sv(t;\lambda,\rho) = 1 - \exp\left[-(ts)^{\rho}\right] \tag{40}$$

$$f(t;\lambda,\rho) = \lambda\rho(\lambda t)^{\rho-1}\exp\left[-(ts)^{\rho}\right]. \tag{41}$$

Les paramètres que nous devons estimer sont le paramètre d'échelle, λ, et le paramètre de forme, ρ, de la distribution de Weibull.

Pour commencer, posons que c est une variable binaire qui prend la valeur 1 si la durée de vie est complète et 0 autrement. La fonction de log-vraisemblance devient :

$$l_t = c\log\left[f(t;\boldsymbol{\theta})\right] + (1-c)\log\left[S(t;\boldsymbol{\theta})\right] \tag{42}$$

et $\boldsymbol{\theta}$ représente les paramètres à être estimés.

Dans le cas d'une spécification de Weibull, cette expression devient :

$$l_t = c\left[\rho\log(\lambda) + \log(\rho) + (\rho-1)\log(t)\right] - (\lambda t)^{\rho}. \tag{43}$$

Nous estimons les paramètres de l'équation susmentionnée au moyen d'un estimateur du maximum de vraisemblance. Puis, nous utilisons les estimations du maximum de vraisemblance de λ et ρ pour ajuster les ratios originaux des prix R au moyen de l'équation (44) :

$$R_a = R\exp\left(-(\hat{\lambda}t)\hat{\rho}\right). \tag{44}$$

À la deuxième étape, nous estimons le modèle prix-âge proprement dit. Ici, R_a devient la variable dépendante. Nous utilisons une deuxième spécification de Weibull pour représenter la courbe âge-temps. Pour éviter toute confusion avec la formulation utilisée pour le processus de mise hors service, nous remplaçons le paramètre λ et ρ de cette seconde Weibull par δ et α. En multipliant le logarithme naturel de la fonction de survie de Weibull par (-1), nous obtenons :

$$-\log(R_a) = (\delta t)^{\alpha}. \tag{45}$$

La transformation de cette expression en une forme linéaire nous donne

$$\log[-\log(R_a)] = \alpha[\log\delta + \log t] + u \tag{46}$$

par conséquent, une régression de la forme

$$y = a + bt + u \tag{47}$$

produira des estimations des paramètres de Weibull où

$$\delta = \exp(a/\alpha) \tag{48}$$

et

$$\alpha = b^{27} \tag{49}$$

et u est le terme d'erreur.

27. Pour une discussion fructueuse, voir Lawless (1982).

Les paramètres de ce modèle peuvent être estimés par la méthode des moindres carrés. Il peut être nécessaire d'utiliser la méthode des MCG ou des MCGF[28], car le terme d'erreur est habituellement hétéroscédastique, la variance de $\log(R_a)$ diminuant dans l'espace de $\log(t)$.

De nouveau, nous pouvons générer une variante exponentielle (taux constant) de ce modèle en contraignant simplement la valeur du paramètre α de Weibull[29]. Si α est égal à l'unité, le taux de dépréciation est constant et défini par le taux de risque exponentiel δ. Ce taux représente le lien entre le cadre de survie utilisé ici et d'autres méthodes comptables géométriques décrites par l'équation (34), car la distribution exponentielle est simplement la version continue en fonction du temps du modèle géométrique.

Nous pondérons les observations utilisées pour produire la fonction de mise hors service par la valeur comptable brute de l'actif. Les poids donnent une approximation des quantités, qui sont mesurées par la valeur comptable brute (VCB) en dollars constants. Cette pondération est nécessaire pour tenir compte de la déclaration de chiffres consolidés en réponse à l'Enquête sur les dépenses en immobilisations (plusieurs transactions peuvent être regroupées en une seule réponse) et du fait qu'une plus grande quantité de capital peut être intégrée dans certains actifs que dans d'autres (p. ex., un immeuble de 2 étages comparativement à un immeuble de 24 étages).

Nous estimons la fonction de mise hors service par la méthode du maximum de vraisemblance qui tient compte du problème de préférence de chiffres relevé dans la base de données. Son existence signifie que la mesure de la variable indépendante (temps) comporte une erreur. Pour corriger ce problème, nous remplaçons cette variable indépendante par une nouvelle variable pour l'âge quand un problème de préférence de chiffres a été déterminé[30]. En deuxième lieu, puisque les bornes de la variable dépendante sont 0 et 1, nous nous attendons à ce que le terme d'erreur soit hétérosédastique et utilisons la méthode des moindres carrés généralisés faisables.

L'avantage principal de l'approche en deux étapes par rapport à celle utilisée antérieurement tient au fait d'utiliser une estimation du processus de mise hors service au lieu des observations réelles produites par la méthode d'échantillonnage de l'enquête. Il s'agit d'un avantage dans la mesure où les mises hors service réelles observées ne sont pas entièrement représentatives de la population. Il ne faut pas oublier que, sous sa forme actuelle, l'enquête n'est pas conçue pour obtenir un échantillon représentatif type des prix des actifs usagés tel que requis pour estimer le taux moyen de dépréciation économique. Bien qu'elle fournisse des renseignements sur un grand nombre d'entre elles, elle n'assure pas nécessairement une couverture de chaque cellule requise pour l'estimation (ici, selon l'âge de l'actif). La spécification et l'estimation du modèle de mise hors service représente une alternative à l'utilisation des observations réelles. Cependant, il faut retenir que cette méthode risque d'introduire une source d'erreur si le processus de mise hors

28. Moindres carrés généralisés ou moindres carrés généralisés faisables. Voir Davidson et MacKinnon (1993) pour une description.

29. Gellatly, Tanguay et Yan (2002) vérifient si cette contrainte est justifiée.

30. Nous utilisons pour cela une baisse dans une distribution uniforme centrée sur l'âge et bornée d'après la grandeur estimée de l'arrondissement déterminé à la première étape (c.-à-d. que pour 10, l'âge est remplacé par une baisse dans une distribution uniforme centrée sur 10 et bornée par 10-*ma*, 10+*ma* où *ma* est le paramètre estimé d'arrondissement).

service ne suit pas réellement une loi de Weibull comme nous le supposons dans le processus d'estimation. Fait encore plus important, cette approche ne tient pas compte du lien qui existe entre le modèle de mise hors service, les courbes de capacité et les courbes de dépréciation. Comme nous l'avons montré plus haut, une fonction de mise hors service de Weibull ne concorde pas nécessairement avec une courbe de prix de Weibull. En fait, la combinaison de la fonction de mise hors service de Weibull à plusieurs courbes d'efficacité fréquentes ne nous a pas donné une courbe de survie de Weibull, c'est-à-dire celle utilisée dans notre procédure en deux étapes.

4.3 Technique simultanée (MÉTHODE3)

La troisième approche adoptée ici comprend l'estimation simultanée des fonctions de mise hors service et de survie. Elle présente plusieurs avantages. On a montré que la forme de la fonction de densité de survie dépend de la forme de la fonction de mise hors service ainsi que de la fonction d'efficacité, et qu'il est probable que ces deux dernières soient différentes. Un cadre d'estimation simultané contraindra les estimateurs de respecter les convergences entre les deux processus de génération de t et de y, sachant que ces processus sont reliés. Cette convergence peut être imposée, même en cas d'erreur de spécification, quand nous ne connaissons pas exactement la forme du modèle de mise hors service. Ce cadre d'estimation simultanée est le pendant méthodologique logique de l'approche de la fonction de densité conjointe. Le nombre d'hypothèses de travail n'est pas plus élevé que dans le cas de la méthode en deux étapes, sauf que les liens entre les deux processus (mise hors service et dépréciation économique) sont explicites.

Par exemple, si nous observons les réalisations de la variable aléatoire t et les fonctions de survie empiriques de y, le système pourrait prendre la forme suivante :

$$(i) \quad l_t = f(t;\theta) \tag{50}$$

$$(ii) \quad l_y = S(y;\theta,\eta) \tag{51}$$

où l_t et l_y représentent, respectivement, les fonctions de vraisemblance de t et y, θ représente un vecteur de paramètres communs aux deux fonctions et η, le paramètre définissant la forme de la courbe de capacité, qui est propre à l_y.

Le fait que certains paramètres soient communs aux deux équations force les convergences mentionnées plus haut. La première équation exprime la durée physique t, tandis que la seconde correspond à la survie de y, qui détermine le prix de revente des actifs usagés. Si le prix est nul, l'information est complète en ce qui concerne la durée, mais censurée à gauche en ce qui concerne la valeur. Si le prix n'est pas nul, les données sont censurées à droite en ce qui concerne la durée, mais fournissent davantage d'information sur $S(y)$. Le cadre d'estimation simultanée exploite les complémentarités entre l'information dont on dispose sur y et sur t.

La spécification utilisée pour estimer la fonction de mise hors service est la Weibull donnée par l'équation (41).

Nous utilisons deux hypothèses alternatives quant à la nature de la frontière d'efficacité. Dans le premier cas, nous supposons qu'elle suit une loi uniforme (courbe d'efficacité one-hoss-shay).

Dans ce cas, la courbe de survie de la valeur est définie par l'équation (25) et la fonction de log-vraisemblance prend la forme :

$$ly = W(1-c)\left[(1-R_a)\log\left[1-e^{-((\lambda s)^\rho)}+\lambda s\Gamma\left[1-\tfrac{1}{\rho},(\lambda s)^\rho\right]\right]+R_a\log\left[e^{-((\lambda s)^\rho)}-\lambda s\Gamma\left[1-\tfrac{1}{\rho},(\lambda s)^\rho\right]\right]\right] \quad (52)$$

où W est le poids. La deuxième variante repose sur l'hypothèse d'une courbe d'efficacité concave dérivée de l'équation (28). Le logarithme de la fonction de vraisemblance est :

$$ly = W(1-c)\left[\begin{array}{l}(1-R_a)\log\left[1-e^{-((\lambda s)^\rho)}+\lambda s\Gamma\left[1-\tfrac{1}{\rho},(\lambda s)^\rho\right]+\tfrac{1}{\rho}\mathrm{E}_{\left(\frac{k+1+\rho}{\rho}\right)}\left[(\lambda s)^\rho\right]\right]+\\ R_a\log\left[e^{-((\lambda s)^\rho)}-\lambda s\Gamma\left[1-\tfrac{1}{\rho},(\lambda s)^\rho\right]-\tfrac{1}{\rho}\mathrm{E}_{\left(\frac{k+1+\rho}{\rho}\right)}\left[(\lambda s)^\rho\right]\right]\end{array}\right]. \quad (53)$$

Pour l'estimation dans le cadre simultané, nous résolvons le problème de la préférence de chiffres de la même façon qu'à la section 4.1.

Enfin, il convient de souligner que toutes les relations qui ont été décrites entre la courbe de capacité, la fonction de mise hors service et la fonction de survie du prix ne tiennent pas compte de l'actualisation. La valeur d'un actif dépend non pas de la somme de tous les revenus futurs, mais de la somme des revenus futurs actualisés.

Chacune des trois méthodes d'estimation des taux de dépréciation consiste à tracer une courbe représentant le locus des points qui décrivent comment le prix d'un actif diminue au cours du temps. Dans les trois cas, le taux auquel le prix diminue est une fonction de la dépréciation physique de l'actif et du taux d'actualisation qui est utilisé pour calculer la valeur actualisée des gains futurs. Par conséquent, dans les trois méthodes, le taux d'actualisation est intégrée dans le taux de diminution du prix qui est estimé. Le problème n'est important que si l'estimation de la dépréciation est faussée gravement.

La note présentée à l'annexe B décrit comment le taux d'actualisation intervient dans la détermination de la courbe du prix en fonction du temps qui est estimée. Elle illustre l'effet de l'exclusion du taux d'actualisation (ce qui est le cas pour les trois méthodes) dans un contexte de certitude ainsi que d'incertitude. Nous soutenons que, même si l'actualisation « contamine » toute estimation de la dépréciation basée sur l'utilisation de courbes du prix en fonction du temps, ne pas tenir compte du taux d'actualisation aura vraisemblablement un effet assez faible.

5. Évaluation des méthodes par simulations de Monte Carlo

Les trois méthodes décrites à la section précédente diffèrent à plusieurs égards. La première ne modélise pas directement le processus de mise hors service. La deuxième le modélise, mais n'établit pas son lien avec la courbe de survie. Il s'agit d'une variante d'une approche utilisée par Hulten et Wykoff (1981) qui ne disposaient pas de données sur les mises hors service et qui ont dû intégrer dans leurs données des hypothèses quant à la nature du processus de mise hors service afin de réduire le biais de sélection, en utilisant une méthode en deux étapes. Ici, nous disposons de données sur le processus de mise hors service et nous suivons une procédure en deux étapes uniquement pour établir un parallèle avec l'approche antérieure, puisque nous soutenons qu'il n'est pas nécessaire de le faire et qu'une méthode d'estimation simultanée offre certains avantages. La troisième méthode est plus efficace en ce sens qu'elle utilise simultanément l'information sur les mises hors service ainsi que sur les courbes prix-temps pour estimer le taux moyen de dépréciation. Cette dernière méthode est la plus élégante, car elle montre comment la spécification du processus de mise hors service ainsi que de la courbe d'efficacité de chaque actif donne la courbe de survie qui est estimée au moyen des prix des actifs usagés.

Rappelons que nous essayons d'estimer le taux moyen de dépréciation. Autrement dit, en dernière analyse, nous ne cherchons pas à savoir comment le taux de dépréciation évolue au cours du temps. Nous cherchons plutôt à calculer la moyenne et à l'appliquer à tous les actifs, quel que soit leur âge. La complexité croissante des formes fonctionnelles n'est réellement importante que si nous essayons de déterminer comment le taux de dépréciation évolue avec le temps. Dans certaines situations, nous pourrions souhaiter déterminer exactement cette évolution des taux au cours du temps, ou la façon dont ils ont varié, et nous pourrions disposer de plus de données afin de débrouiller les diverses influences. Toutefois, les estimations que nous calculons ici doivent uniquement fournir des statistiques sommaires utilisables dans le programme de la productivité, où nous voulons obtenir un taux moyen de dépréciation que nous pouvons utiliser dans une fonction géométrique.

Néanmoins, la précision des estimations de la dépréciation moyenne sous-jacente nous intéresse, parce qu'en dernière analyse, nous sommes obligés de choisir une méthode ou une combinaison de méthodes pour produire les estimations de la dépréciation qui seront utilisées dans le programme de la productivité. Afin d'étudier la précision de chaque méthode, nous recourons à des simulations de Monte Carlo. Pour cela, nous générons un ensemble d'observations à partir de formes fonctionnelles particulières pour la frontière de mise hors service et de la frontière d'efficacité, puis nous appliquons chacune des trois méthodes décrites ici afin de vérifier la qualité des estimations du taux de dépréciation sous-jacent qu'elles produisent.

Pour cet exercice, nous générons des données artificielles par la méthode des résidus généralisés[31] et une spécification de Weibull pour $f(t)$. Pour chaque exécution ou réplique, nous choisissons les paramètres ρ et λ aléatoirement dans leur intervalle de valeur habituel de [1-3] et [0,02-0,50], respectivement. La corrélation entre les paramètres estimés d'après des données

31. Pour des précisions sur la méthode des résidus généralisés, consulter Lancaster (1985a et 1985b) et l'annexe de Gellatly, Tanguay et Yan (2002).

réelles est très faible (0,027). Par conséquent, nous choisissons les deux paramètres indépendamment l'un de l'autre. Dans chaque expérience, nous utilisons environ 2 000 répliques[32] et 2 types de procédure, aléatoire et non aléatoire, pour sélectionner les observations pour lesquelles le prix est positif au moment de la mise hors service. Ces observations correspondent à des situations où le fait même que l'actif soit cédé à un prix positif indique qu'il peut encore être utilisé et, donc, que l'observation de cet actif est censurée en ce qui concerne l'information sur la durée de vie réelle. Nous choisissons pour la simulation deux alternatives pour générer les observations de prix non nuls, parce que la méthode de collecte des données d'enquête n'a pas été conçue en vue de produire un échantillon aléatoire d'actifs qui sont mis hors service, mais dont le prix est positif. Les actifs observés dont le prix n'est pas nul sont enregistrés uniquement s'ils sont vendus, et cet événement n'est pas nécessairement aléatoire. Par conséquent, les observations qui constituent notre échantillon pourraient ne pas résulter d'un échantillonnage aléatoire des actifs en production[33].

Les figures 9 à 13 donnent les résultats des simulations de Monte Carlo. Les diagrammes de dispersion des résultats ont été construits en portant sur l'axe horizontal les valeurs réelles du paramètre et sur l'axe vertical, les estimations. Chaque point du diagramme de dispersion représente les estimations d'un passage-machine particulier. La diagonale principale correspond aux situations où les valeurs réelles des paramètres sont reflétées par les estimations, tandis que les points autour de cette diagonale correspondent aux estimations obtenues par d'autres méthodes. Pour un estimateur donné, des grappes de points proches de la diagonale témoignent de bonnes propriétés. Si l'estimateur est moins efficace, la dispersion des estimations autour de la valeur réelle est plus étendue. Une concentration des grappes au-dessus ou au-dessous de la diagonale révèle un biais par excès ou par défaut.

Les modèles estimés sont les suivants :

MÉTHODE1 – modèle du maximum de vraisemblance de survie;
MÉTHODE2 – approche en deux étapes avec composante de la mise hors service estimée pour toutes les périodes (observations de prix nuls et de prix positifs);
MÉTHODE3 – méthode d'estimation simultanée.

Nous avons utilisé deux variantes de l'approche en deux étapes. Nous n'avons estimé la première que pour les durées de vie complètes, c'est-à-dire en n'utilisant que les prix nuls pour estimer la durée de vie. Dans la deuxième variante, le modèle de mise hors service tient compte des prix non nuls, qui deviennent des survivants en ce qui concerne le modèle de durée de vie. La seconde variante est toujours supérieure à la première et est celle dont les résultats sont présentés ici.

La première expérience consiste à générer la densité conjointe en utilisant une fonction de mise hors service de Weibull et une courbe d'efficacité constante. Cette formulation impose implicitement un taux de dépréciation dégressive TDD de 2. Nous examinons les résultats quand

32. Ce chiffre se situe dans la fourchette proposée par Davidson et Mackinnon (1993) pour une simple comparaison d'estimateurs.
33. Pour des renseignements supplémentaires sur la génération de la censure aléatoire et non aléatoire, voir Tanguay (2005).

les prix non nuls sont sélectionnés selon un processus aléatoire ainsi qu'un processus non aléatoire. Les résultats sont présentés à la figure 9.

La MÉTHODE1 est l'estimateur qui donne les moins bons résultats en ce qui concerne tant la dispersion des estimations que leur écart par rapport aux valeurs réelles. La MÉTHODE2, c'est-à-dire la méthode en deux étapes, donne de meilleurs résultats[34]. La MÉTHODE3, l'approche d'estimation simultanée, est supérieure aux deux autres. Les estimations qu'elle produit sont moins biaisées et plus efficaces (la variance autour de la diagonale est plus faible).

La deuxième simulation de Monte Carlo est exécutée au moyen des mêmes modèles, mais en ajoutant une erreur de mesure au ratio des prix. Nous introduisons une composante d'erreur ε_{S_y} qui est hétéroscédastique et générée par :

$$\varepsilon_{Sy} \approx 0.2[N(S(y))(1 - S(y))]$$

où N est un tirage à partir d'une loi normale standard. Les résultats sont présentés à la figure 10. De nouveau, la MÉTHODE3, c'est-à-dire l'estimation simultanée, produit les meilleurs résultats. L'estimateur est robuste au type d'erreurs de mesure introduites ici.

La troisième expérience a pour but de vérifier si l'erreur de spécification importe. Les résultats sont présentés à la figure 11. De nouveau, les observations sont générées en utilisant une fonction de durée de Weibull combinée à des profils de capacité constants. Cependant, le modèle estimé a été défini comme une gamma de paramètre 2 du côté de la durée qui, avec une courbe de capacité constante, produit une courbe de dépréciation exponentielle (voir l'équation [27]). Nous avons utilisé la même erreur de spécification, c'est-à-dire l'emploi d'une exponentielle pour la fonction de survie, dans les trois cas.

Dans cette expérience, les estimations simultanées ne sont plus systématiquement meilleures que celles obtenues par la procédure en deux étapes. Sous les hypothèses d'une capacité constante, d'une méthode d'échantillonnage aléatoire des prix positifs et d'absence d'erreur de mesure, la procédure en deux étapes devient la meilleure option. Il est préférable d'utiliser la spécification des équations (26) et (27), même si elles ne correspondent pas aux formes fonctionnelles réelles. Le gain d'efficacité compense l'erreur due à la spécification incorrecte.

Malheureusement, les conditions qui rendent la méthode en deux étapes plus favorable ont des limites. Elles ne sont pas valides si la méthode d'échantillonnage des prix positifs n'est pas aléatoire, comme le montre la deuxième ligne de la figure 12. Le cas échéant, l'estimation simultanée est supérieure à la procédure en deux étapes. La deuxième ligne de la figure 12 donne la preuve que la procédure en deux étapes perd de son efficacité quand on s'écarte d'une méthode d'échantillonnage aléatoire des prix positifs. Si nous retournons aux figures 10 et 11, nous constatons aussi la supériorité de la méthode d'estimation simultanée quand l'échantillonnage des prix positifs n'est pas aléatoire, quoique le biais de la méthode simultanée soit de signe opposé à celui de la méthode en deux étapes.

---

34. Pour la MÉTHODE2, nous utilisons une version de la courbe de prix dérivée de l'équation (25). Le modèle estimé est $\log(R_a) = \log\left[e^{-((\lambda s)^\rho)} - \lambda s \Gamma\left[\frac{1}{\rho}, (\lambda s)^\rho\right]\right] + u$.

Il convient de noter également que, si la courbe de capacité est constante, les propriétés de petit échantillon de la méthode en deux étapes pourraient aussi être meilleures que celles de la méthode simultanée, comme le montre l'examen du tableau 2, à condition que l'échantillonnage des prix positifs soit aléatoire. Pour des échantillons de 100 observations, la méthode en deux étapes donne de meilleurs résultats dans les versions 1, 3 et 5. Cependant, à 200 observations, sa supériorité ne s'observe plus que pour la version 3.

Tableau 2 Coefficient de variation du taux de dépréciation d'après les simulations de Monte Carlo

	Version 1	Version 2	Version 3	Version 4	Version 5	Version 6	Version 7	Version 8	Version 9
n=100*									
2. GTY**	0,494	1,216	0,916	2,374	0,539	1,317	...	...	...
3. Deux étapes	0,130	0,479	0,031	0,928	0,152	0,477	...	...	...
4. Simultanée	0,201	0,102	0,129	0,164	0,202	0,106	...	...	...
n=200*									
2. GTY	0,488	0,964	1,152	1,631	0,521	1,010	3,023	1,959	1,906
3. Deux étapes	0,249	0,203	0,018	0,608	0,255	0,213	0,039	0,632	0,576
4. Simultanée	0,112	0,088	0,110	0,153	0,111	0,089	0,007	0,075	0,077
5. Simultanée repondérée	...	...	...	...	...	...	...	0,053	0,061
n=400*									
2. GTY	0,432	1,165	1,029	2,066	0,475	1,251	...	...	...
3. Deux étapes	0,185	0,254	0,024	0,874	0,204	0,255	...	...	...
4. Simultanée	0,099	0,008	0,105	0,127	0,101	0,079	...	...	...

... n'ayant pas lieu de figurer

Notes: * n, la taille d'échantillon

** GTY sont les résultats obtenus lorsque nous utilisons la technique de Gellalty, Tanguay et Yan (MÉTHODE1)

*** N est le nombre de répétitions

Version 1 Courbes de capacité constantes – Pas d'erreur de mesure – Pas d'erreur de spécification – Censure aléatoire N=2000***
Version 2 Courbes de capacité constantes – Pas d'erreur de mesure – Spécification – Censure non aléatoire N=2000***
Version 3 Courbes de capacité constantes – Pas d'erreur de mesure – Erreur de spécification – Censure aléatoire N=2000***
Version 4 Courbes de capacité constantes – Pas d'erreur de mesure – Erreur de spécification – Censure non aléatoire N=2000***
Version 5 Courbes de capacité constantes – Erreur de mesure – Pas d'erreur de spécification – Censure aléatoire N=2000***
Version 6 Courbes de capacité constantes – Erreur de mesure – Pas d'erreur de spécification – Censure non aléatoire N=2000***
Version 7 Courbes de capacité concaves – Pas d'erreur de mesure – Erreur de spécification – Censure aléatoire N=2300***
Version 8 Courbes de capacité concaves – Pas d'erreur de mesure – Erreur de spécification – Censure non aléatoire N=2300***
Version 9 Courbes de capacité concaves – Erreur de mesure et Erreur de spécification – Censure non aléatoire N=2300***

Source : Statistique Canada.

À la figure 13, nous relâchons l'hypothèse de la courbe de capacité constante et, de nouveau, étudions l'effet de l'erreur de spécification. Nous avons généré des durées au moyen d'une densité conjointe correspondant au produit d'une fonction de durée de Weibull et d'une courbe de capacité concave en utilisant l'équation (12) et, de nouveau, deux types de méthodes d'échantillonnage pour les actifs mis hors service à un prix positif. Nous avons introduit une erreur de spécification en utilisant pour l'estimation d'autres modèles que ceux ayant servi à générer les données[35].

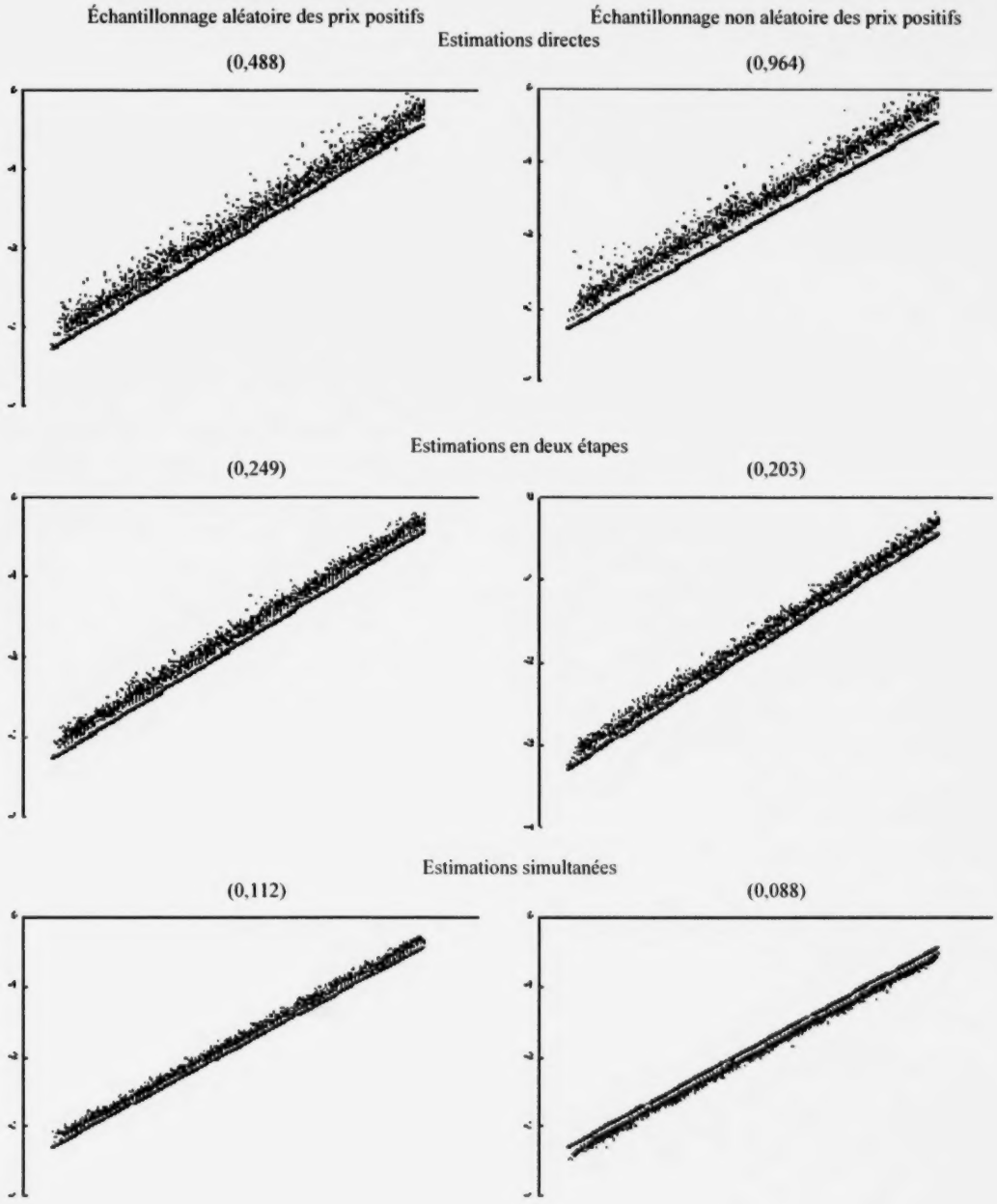
Encore une fois, quand l'échantillonnage des prix positifs est aléatoire, l'estimateur simultané est celui qui est le plus efficace. Lorsque l'échantillonnage des prix positifs est non aléatoire, la méthode d'estimation simultanée est moins biaisée et plus efficace, mais son efficacité est inférieure à celle observée quand l'échantillonnage des prix positifs est aléatoire.

L'effet de l'échantillonnage non aléatoire des prix positifs sur l'estimateur nous a paru troublant, si bien que nous avons élaboré un moyen de compenser la perte d'efficacité due à cette caractéristique[36]. Lorsque nous imposons cette repondération et que nous réestimons le taux de dépréciation, l'efficacité de nos estimations s'améliore considérablement (figure 13 et tableau 2, ligne 5).

35. Nous avons utilisé la spécification de Weibull pour les MÉTHODE1 et MÉTHODE2 et l'équation (53) pour la MÉTHODE3.

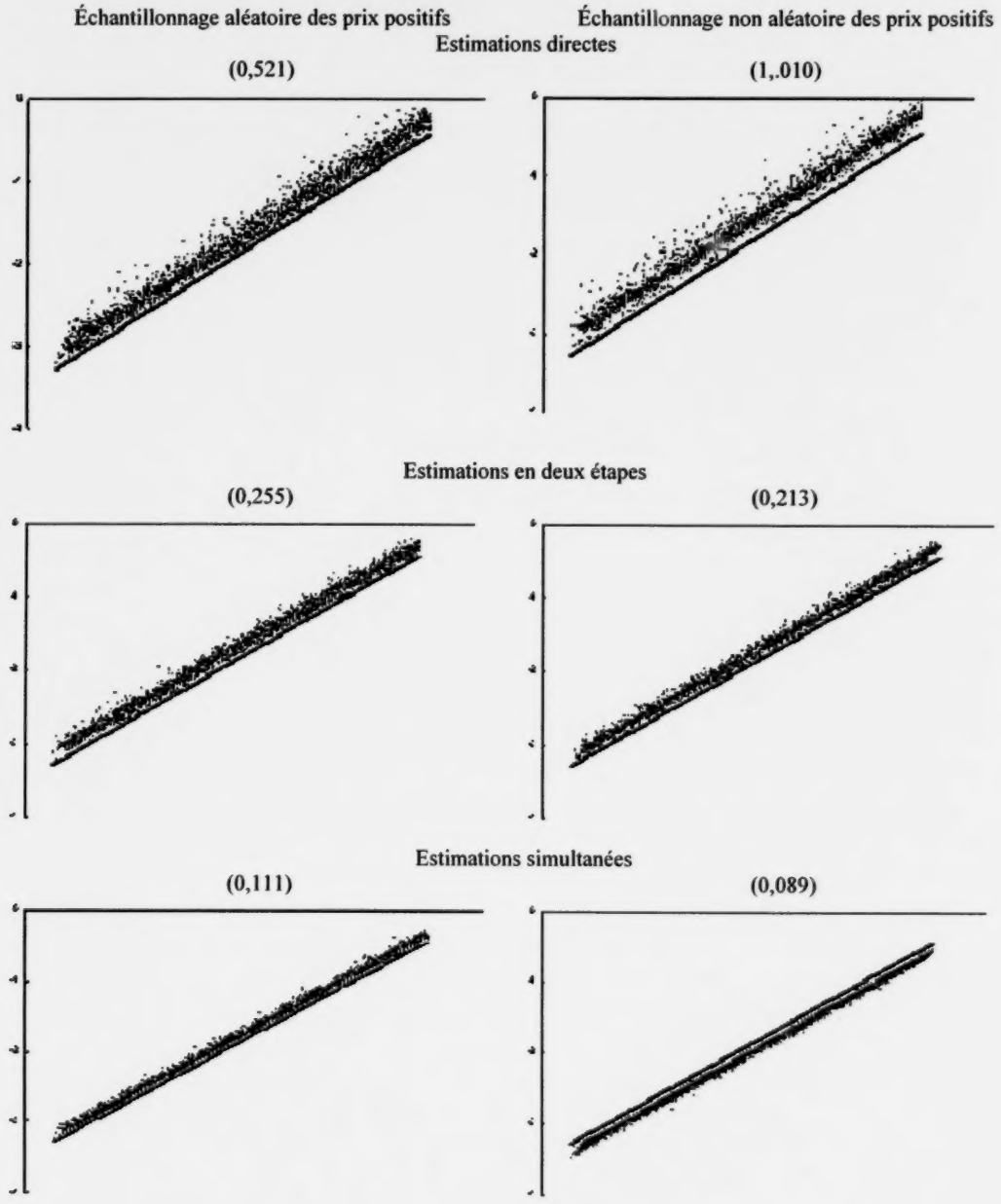
36. La méthode est décrite à l'annexe B.

Figure 9 Logarithme du taux de dépréciation quand $f(t)$ est une Weibull et que les courbes de capacité sont constantes



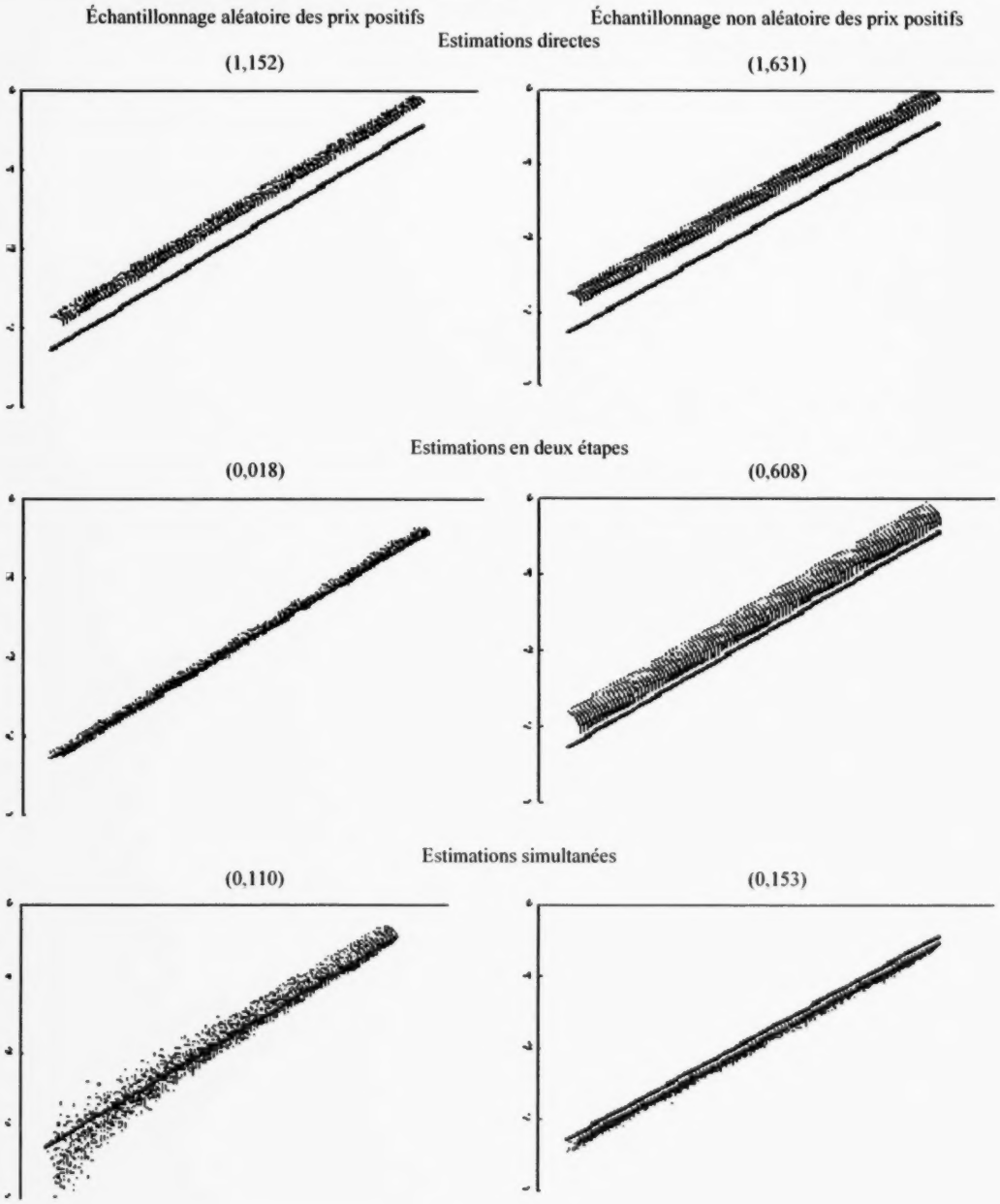
Notes : Pas d'erreur de spécification – Pas d'erreur de mesure.
N=2000, n=200, (c.v.).
N est le nombre de répétitions.
n est la taille de l'échantillon.
c.v. = coefficient de variation.
Source : Statistique Canada.

Figure 10 Logarithme du taux de dépréciation quand $f(t)$ est une Weibull et que les courbes de capacité sont constantes



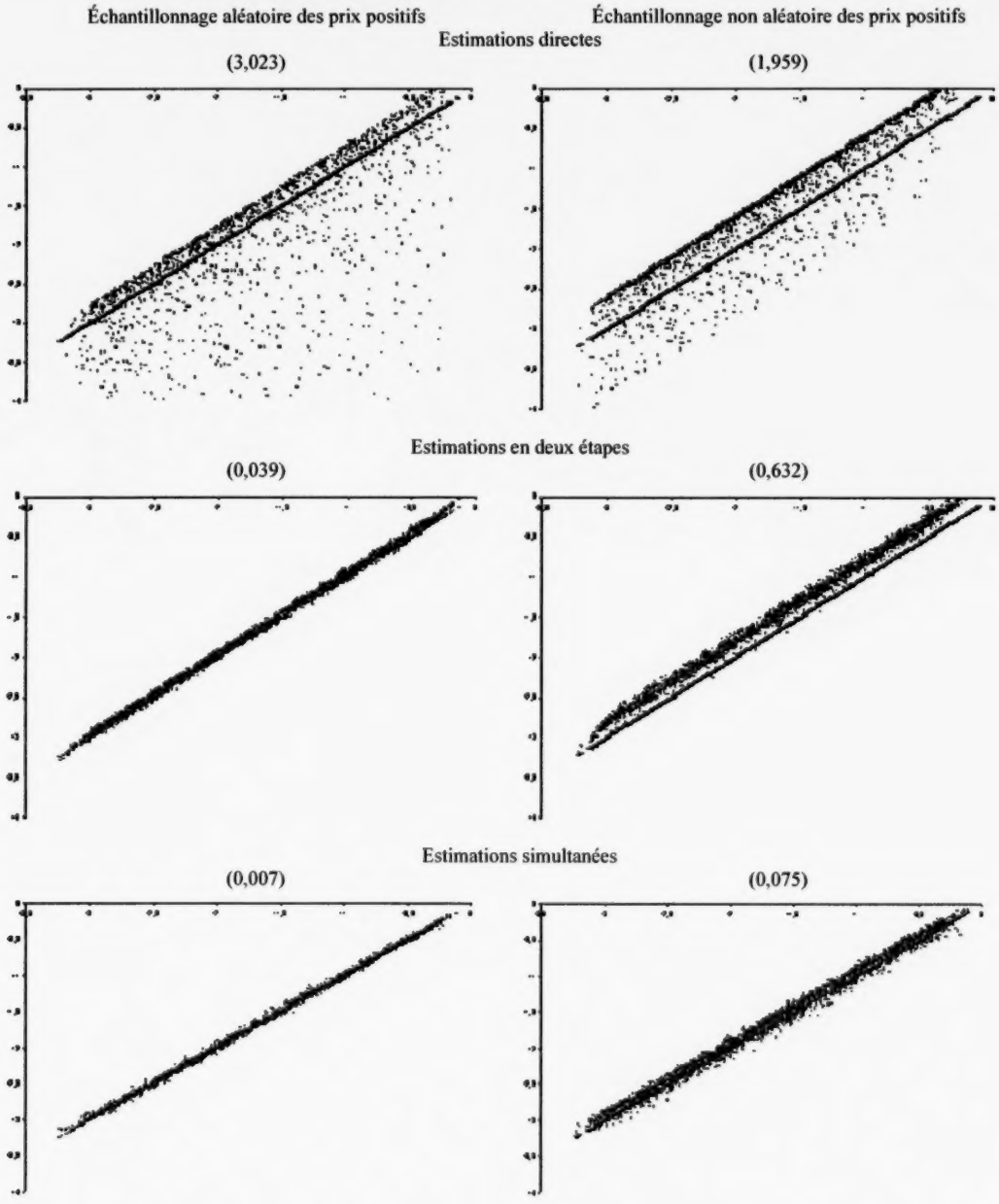
Notes : Pas d'erreur de spécification – Erreur de mesure sur $S(y)$.
N=2000, n=200, (c.v.).
N est le nombre de répétitions.
n est la taille de l'échantillon.
c.v. = coefficient de variation.
Source : Statistique Canada.

Figure 11 Logarithme du taux de dépréciation quand $f(t)$ est une Weibull et que les courbes de capacité sont constantes



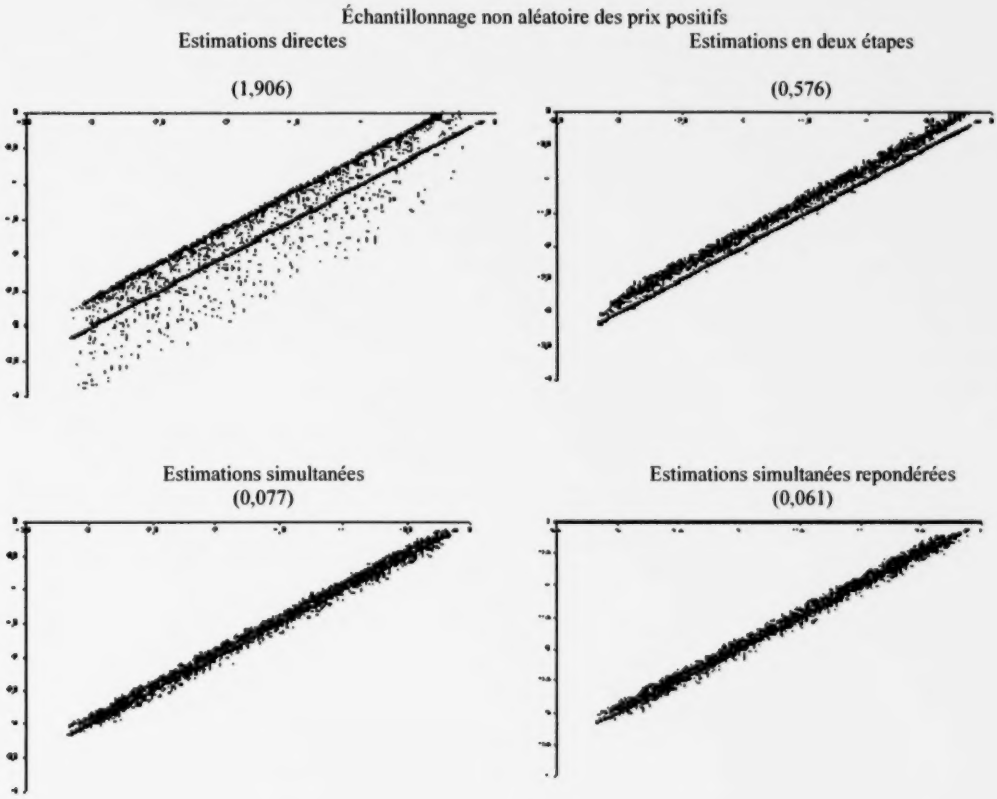
Notes : Erreur de spécification – Pas d'erreur de mesure.
N=2000, n=200, (c.v.).
N est le nombre de répétitions.
n est la taille de l'échantillon.
c.v. = coefficient de variation.
Source : Statistique Canada.

Figure 12 Logarithme du taux de dépréciation quand $f(t)$ est une Weibull et que les courbes de capacité sont concaves



Notes : Erreur de spécification – Pas d'erreur de mesure.
N=2000, n=200, (c.v.).
N est le nombre de répétitions.
n est la taille de l'échantillon.
c.v. = coefficient de variation.
Source : Statistique Canada.

Figure 13 Logarithme du taux de dépréciation quand $f(t)$ est une Weibull et que les courbes de capacité sont concaves



Notes : Erreur de spécification – Pas d'erreur de mesure.
N=2000, n=200, (c.v.).
N est le nombre de répétitions.
n est la taille de l'échantillon.
c.v. = coefficient de variation.
Source : Statistique Canada.

6. Résultats empiriques

Aux sections précédentes, nous avons décrit les diverses approches adoptées pour la présente étude et indiqué dans les grandes lignes la nature des méthodes d'estimation utilisées. Chacune de ces méthodes repose sur l'utilisation des prix des actifs mis hors service ou cédés d'une autre manière, ce qui constitue une grande base de données contenant plus de 30 000 observations.

Bien qu'elle soit riche en renseignements détaillés, la base de données peut poser des problèmes qu'il faut résoudre. Les processus de vérification qui ont été décrits plus haut avaient trait aux difficultés qu'il est possible de corriger manuellement. Une autre question à laquelle nous avons accordé beaucoup d'attention concerne le caractère aléatoire de l'échantillon.

Les analystes ne doivent jamais perdre de vue que les données qu'ils utilisent n'ont pas nécessairement été obtenues aléatoirement et que la méthode d'échantillonnage produit un échantillon susceptible d'induire un biais important dans les estimations. L'adoption d'un plan de sondage classique vise à réduire ces problèmes. Toutefois, même ici, des difficultés peuvent survenir durant le processus de sondage. Aussi les méthodologistes d'enquête ont-ils conçu des méthodes permettant de procéder à une repondération après l'enquête afin de résoudre le problème.

Les données que nous analysons pourraient ne pas être aléatoires à cause de la méthode d'échantillonnage « au jugé » utilisée pour générer les données. Par conséquent, ces dernières ne sont peut-être pas idéales pour l'estimation. L'une des manifestations de ce problème est la « concentration » à certains âges de l'actif parfois observée dans les données. Le cas échéant, il est clair que nous ne disposons pas pour estimer les taux de dépréciation d'une grande gamme d'observations allant des âges très précoces aux âges très avancés. Ou bien, si nous considérons l'autre dimension de nos données, c'est-à-dire le ratio des prix variant de 0 à 1, nous voyons fréquemment un plus grand nombre d'observations dans certains groupes que dans d'autres.

Pour faire face à ce problème, nous repondérons notre ensemble d'observations (voir l'annexe C). Quand nous imposons cette repondération et que nous réestimons le taux de dépréciation, l'efficacité de nos estimations augmente considérablement (figure 13 et tableau 2, ligne 5).

6.1 Estimations des taux ex post de dépréciation

Si les simulations nous permettent de mieux comprendre comment les estimations varieront vraisemblablement selon la méthode d'estimation utilisée, ce n'est qu'en comparant les estimations générées par chaque méthode que nous pouvons évaluer la grandeur des écarts réels. À cette fin, nous utilisons exactement la même base de données sur les prix des actifs usagés et les mises hors service pour chacune des trois méthodes. Nous comparons les résultats donnés par les trois estimateurs, que nous appelons MÉTHODE1, MÉTHODE2 et MÉTHODE3, c'est-à-dire les modèles de survie, d'estimation en deux étapes et d'estimation simultanée. Nous présentons aussi les résultats publiés dans notre étude antérieure (Gellatly, Tanguay et Yan, 2002) également produit avec l'estimateur MÉTHODE1.

Nous expérimenterons deux variantes de la MÉTHODE2 pour estimer la durée de vie des actifs, l'une basée sur les mises hors service réelles ainsi que les transactions pour lesquelles le prix est positif, et l'autre basée uniquement sur les mises hors service. Nous pensons que les données de Monte Carlo à l'appui de la première variante sont suffisamment convaincantes pour donner la préférence à la méthode qui utilise pleinement toute l'information d'intérêt pour notre étude, c'est-à-dire les valeurs positives ainsi que nulles des prix des actifs usagés.

Bien que nous parlions ici de la MÉTHODE3 en termes génériques, celle-ci ne produit pas une estimation unique. Comme nous l'avons montré à la section précédente, elle nécessite la spécification de la fonction de mise hors service et de la courbe d'efficacité de l'actif, et des spécifications différentes donnent lieu à des taux de dépréciation distincts. Nous avons expérimenté, concernant la forme fonctionnelle, deux hypothèses qui selon nous correspondaient à des représentations raisonnables. Dans les deux cas, nous avons supposé que les mises hors service suivaient une loi de Weibull. Par contre, dans le premier cas, nous avons utilisé une courbe d'efficacité constante, c'est-à-dire le genre de courbe générée par les ampoules électriques (équation [5]). Dans le second cas, nous avons utilisé une courbe concave (équation [53]). Dans le premier cas, l'hypothèse d'une courbe de capacité constante suppose implicitement que le taux de dépréciation dégressive (TDD) est égal à 2 (équation [9]). Dans le deuxième cas, l'estimation du paramètre k qui détermine la concavité de la frontière d'efficacité produit une estimation de TDD comprise entre 2 et 3 (équation [18]). Les écarts entre les estimations du taux de dépréciation obtenues par les deux méthodes sont relativement faibles et, par conséquent, nous ne présentons que les estimations calculées en permettant que le TDD soit estimé, à moins qu'un test emboîté ne mène au rejet de l'hypothèse selon laquelle le TDD ne diffère pas de la valeur 2.

Comme nous l'avons mentionné plus haut, nous avons repondéré les données utilisées pour les trois méthodes. La repondération a été faite en deux étapes. Pour commencer, nous considérons la variable temps ou âge de l'échantillon. Ensuite, nous faisons la même chose pour la variable de survie du prix[37]. La repondération de la variable âge ou temps a peu d'effet sur les valeurs relatives des estimations de la dépréciation produite par chacune des méthodes. Par contre, la repondération de la variable de survie du prix a un effet plus important. Ces résultats donnent à penser que l'échantillon de mises hors service est raisonnablement représentatif de la population, mais que l'échantillon de prix positifs ne l'est pas.

Sans cette repondération, les estimations de la dépréciation par les MÉTHODE1 et MÉTHODE2 sont à peu près les mêmes et supérieures d'environ 5 points de pourcentage à celles produites par la MÉTHODE3. Après la repondération, les deux estimations s'approchent de celle de la MÉTHODE3, qui n'est virtuellement pas affectée par la repondération. Cette dernière rend l'estimation de la dépréciation moyenne moins sensible au choix de la méthode.

Au tableaux 3 et 4, nous présentons les estimations du taux moyen de dépréciation selon le type d'actif dans notre échantillon obtenu au moyen de chacune des trois méthodes économétriques décrites plus haut. Le tableau 3 contient les estimations pour la catégorie des machines et du matériel et le tableau 4, celles pour divers bâtiments. Nous utilisons uniquement les actifs pour lesquels nous avons estimé les taux de dépréciation dans notre étude antérieure (Gellatly,

37. Pour obtenir plus de précisions, consulter Tanguay (2005).

Tanguay et Yan, 2002). L'application de diverses méthodes d'estimation nous permet d'évaluer la sensibilité des courbes de dépréciation à diverses variantes opérationnelles de notre modèle de survie.

Tableau 3 Taux de dépréciation pour les machines et l'équipement selon diverses méthodes

Catégorie d'actifs	Données originales	Nouvelles données		
	MÉTHODE1	MÉTHODE1	MÉTHODE2	MÉTHODE3
Meubles et ameublement de bureau (pupitres, chaises, étagères, etc.)	0,303	0,230	0,212	0,259
Ordinateurs, matériel connexe incluant logiciel et machines de traitement de texte	0,588	0,472	0,403	0,531
Autres meubles, ameublement et appareils (articles de cuisine dans les restaurants, matériel récréatif, meubles dans les hôpitaux, les magasins et les hôtels)	0,213	0,199	0,194	0,233
Matériel scientifique, professionnel et médical	0,256	0,269	0,236	0,222
Matériel de chauffage, d'électricité, de plomberie, de climatisation et de réfrigération	0,270	0,227	0,162	0,172
Matériel de dépollution	0,222	0,223	0,178	0,123
Matériel de sécurité (y compris les armes à feu)	0,455	0,373	0,189	0,211
Moteurs, génératrices, transformateurs, turbines, compresseurs et pompes de tous genres	0,250	0,135	0,131	0,129
Matériel lourd de construction (chargement, remorquage, malaxage, pavage, terrassement)	0,192	0,144	0,166	0,177
Tracteurs de tout genre et autre matériel agricole mobile (porteurs-tracteurs, voir le code 6203)	0,192	0,130	0,158	0,183
Outillage capitalisé et autres outils (manuels, électriques, industriels)	0,500	0,261	0,224	0,242
Installations de forage	0,217	0,189	0,193	0,192
Automobiles et principales pièces de rechange	0,238	0,239	0,257	0,303
Autobus (de tous genres) et principales pièces de rechange	0,200	0,092	0,149	0,149
Camions, fourgonnettes, porteurs-tracteurs, camions-remorques et principales pièces de rechange	0,238	0,191	0,215	0,238
Locomotives, matériel roulant, tramways et wagons de métro, autre matériel de transport rapide et pièces de rechange	0,161	0,133	0,169	0,103
Navires et bateaux et principales pièces de rechange	0,110	0,074	0,111	0,098
Aéronefs, hélicoptères, moteurs d'aéronefs et autres principales pièces de rechange	0,067	0,081	0,079	0,084
Autre matériel de transport	0,400	0,171	0,268	0,201
Assistés par ordinateur pour la production	0,303	0,164	0,176	0,172
Assistés par ordinateur pour les systèmes de communications	0,323	0,253	0,229	0,222
Non assistés par ordinateur pour la manutention	0,303	0,143	0,168	0,196
Non assistés par ordinateur pour la production	0,303	0,144	0,152	0,155
Non assistés par ordinateur pour les systèmes de communications	0,769	0,256	0,196	0,232
Autres machines et matériel (non spécifié ailleurs)	0,185	0,175	0,160	0,172
Moyenne	0,290	0,199	0,191	0,200
Erreur-type	0,031	0,018	0,012	0,017

Source : Statistique Canada.

Tableau 4 Taux de dépréciation pour les bâtiments selon diverses méthodes

Catégorie d'actifs	Données originales	Nouvelles données		
	MÉTHODE1	MÉTHODE1	MÉTHODE2	MÉTHODE3
Usines de fabrication, de traitement et d'assemblage	0,130	0,097	0,086	0,091
Entrepôts, bâtiments d'entreposage frigorifique et gares de marchandises	0,062	0,088	0,065	0,071
Garages, ateliers et entrepôts de matériel	0,135	0,085	0,083	0,085
Immeubles à bureaux	0,076	0,074	0,062	0,059
Centres commerciaux et magasins	0,052	0,151	0,107	0,145
Autres constructions industrielles et commerciales	0,078	0,094	0,078	0,093
Lignes de téléphone et de télédistribution, câbles souterrains et marins	0,385	0,212	0,118	0,127
Tours de communication, antennes, stations terrestres	0,128	0,119	0,099	0,114
Moyenne	0,131	0,115	0,087	0,098
Erreur-type	0,038	0,016	0,007	0,010

Source : Statistique Canada.

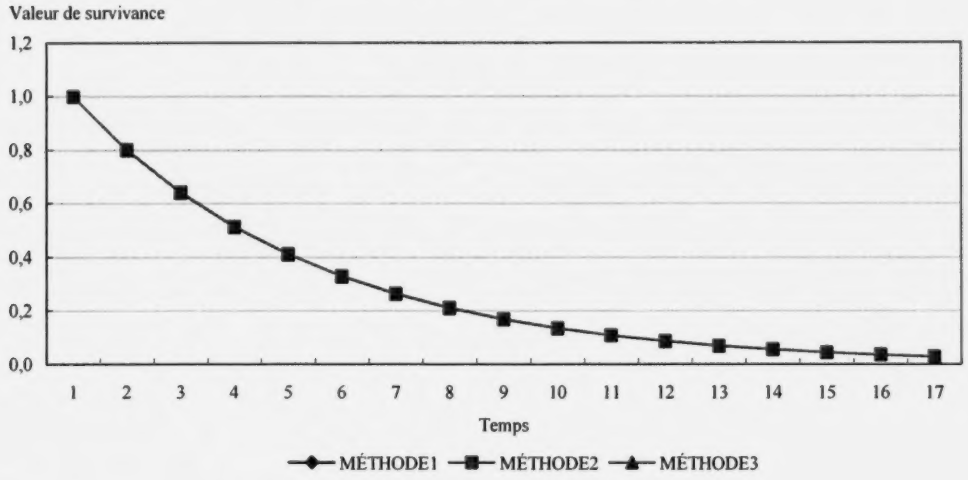
Les comparaisons de l'ensemble de résultats obtenus en appliquant la MÉTHODE1 à la base de données originale et à la nouvelle base de données nous permettent d'évaluer à la fois l'effet de l'accroissement du nombre d'observations dans la base de données et de l'application d'une méthode de repondération pour tenir compte de l'effet de l'échantillonnage non aléatoire. Nous constatons que chacun de ces changements a une incidence. Pour la catégorie des machines et du matériel, le taux moyen de dépréciation passe de 29,0 % pour l'ancienne base de données à 24,5 % pour la nouvelle base de données, mais l'ancienne méthode de pondération, et à 19,9 % pour la nouvelle base de données et la nouvelle méthode de pondération. Pour les bâtiments, le taux moyen de dépréciation passe de 13,1 % à 11,5 % lorsqu'on utilise la nouvelle base de données et la nouvelle méthode de pondération.

Les changements sont un peu plus importants pour plusieurs actifs. Ainsi, dans le cas des ordinateurs et du mobilier de bureau, le changement est dû à une révision importante de la série d'indices des prix qui a eu une incidence sur le calcul des ratios de prix.

Les estimations des taux de dépréciation donnés par la MÉTHODE2 sont, en moyenne, du même ordre de grandeur que celles données par la MÉTHODE1. Le taux moyen de dépréciation pour les machines et le matériel est de 19,1 % pour la MÉTHODE2 et de 19,9 % pour la MÉTHODE1. Cet écart n'est pas significatif.

Pour les bâtiments, le taux moyen de dépréciation est de 11,5 % pour la MÉTHODE1, de 8,7 % pour la MÉTHODE2 et de 9,8 % pour la MÉTHODE3. De nouveau, ces écarts, particulièrement entre les MÉTHODE2 ET MÉTHODE3, sont faibles.

Figure 14 Courbe de dépréciation pour les machines et le matériel

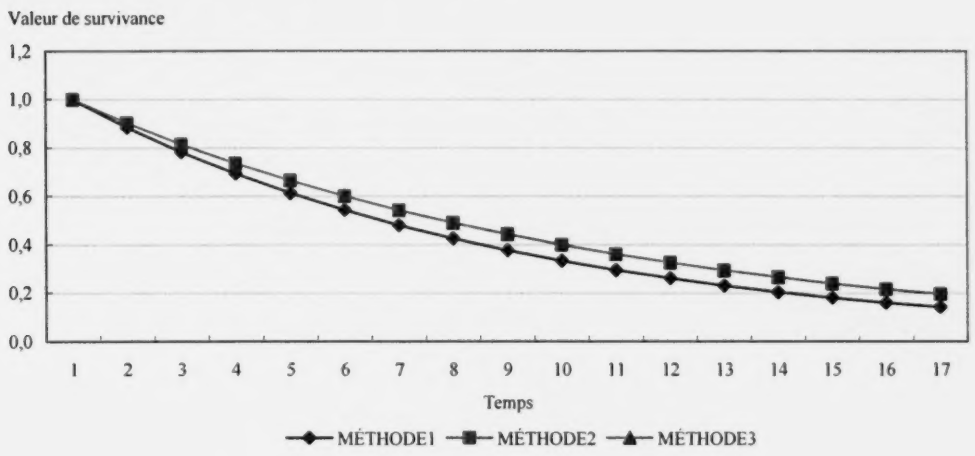


Source : Statistique Canada.

Dans la catégorie des machines et du matériel, de nombreux actifs présentent une diminution importante de leur valeur au début de leur vie utile, quelle que soit la méthode utilisée, chacune donnant un taux moyen de dépréciation d'environ 20 %. En harmonie avec nos résultats antérieurs, ce taux implique que $E(y)$, la durée de vie prévue d'un investissement d'un dollar, est d'environ cinq ans. Nous traçons la courbe pour un actif moyen de la catégorie des machines et du matériel à la figure 14 en utilisant les taux moyens de dépréciation calculés d'après les MÉTHODE1, MÉTHODE2 et MÉTHODE3.

Les taux élevés de dépréciation ne sont pas seulement le fait des machines et du matériel. Les usines de fabrication, c'est-à-dire le groupe d'actifs pour lequel on possède le plus grand nombre d'observations dans cette catégorie, ont un taux moyen de dépréciation d'environ 10 %, ce qui signifie que la durée de vie prévue d'un investissement d'un dollar est de 10 ans. Le taux moyen de dépréciation des immeubles de bureaux est légèrement supérieur à 6 %. Dans ce cas, la durée de vie prévue d'un dollar est, en moyenne, de 20 ans. À la figure 15, nous représentons graphiquement la courbe d'un actif moyen du groupe de bâtiments pour lesquels nous possédons des estimations en utilisant les taux moyens de dépréciation calculés d'après les MÉTHODE1, MÉTHODE2 et MÉTHODE3.

Figure 15 Courbes de dépréciation – Bâtiments



Source : Statistique Canada.

Les taux élevés de dépréciation observés pour les bâtiments ne sont pas, selon nous, contraires à l'intuition. À cet égard, le cas des usines est un bon exemple. En premier lieu, il existe des preuves (Baldwin, 2005) que la durée de vie moyenne d'une entreprise exploitant une usine est d'environ 10 ans. En deuxième lieu, bon nombre de caractéristiques des usines leur sont particulières. Souvent, les investissements faits dans une usine par un utilisateur ne sont pas facilement transférables du propriétaire courant à de nouveaux propriétaires, autrement dit, de l'utilisation courante à l'utilisation future. Le taux de disparition élevé de la plupart des établissements de fabrication signifie que l'investissement particulier qui a été fait sera vraisemblablement perdu au moment de la disparition de l'entreprise[38].

Comme nous l'avons mentionné plus haut, les taux moyens de dépréciation produits par la MÉTHODE2 et la MÉTHODE3 sont assez semblables. Cependant, les estimations pour les actifs individuels diffèrent, quoique les écarts ne soient pas grands. Pour les actifs de la catégorie des machines et du matériel, l'écart absolu varie de 0,1 à 13,7 points de pourcentage, avec une médiane de 2. Pour les bâtiments, l'écart absolu varie de 0,2 à 3,4 points de pourcentage, avec une médiane de 0,9. Ces écarts sont rarement statistiquement significatifs. Les erreurs-types pour les MÉTHODE1, MÉTHODE2 et MÉTHODE3 sont incluses dans le tableau 5 pour la catégorie des machines et du matériel et dans le tableau 6, pour celle des bâtiments[39]. Elles sont, en moyenne, de 1,8 % pour les machines et le matériel et d'environ 1 % pour les bâtiments

38. Ce problème de la perte de valeur lorsqu'un actif passe d'un usage à un autre se pose pour d'autres actifs que les bâtiments. Ramey et Shapiro (2001) discutent de ce qui est arrivé aux actifs usagés de l'industrie aérospatiale lorsqu'ils ont été vendus à des entreprises n'appartenant pas au groupe d'utilisateurs originaux directs.

39. Les estimations de la variance sont fondées sur la méthode delta pour les MÉTHODE1 et MÉTHODE3. Par contre, elle n'a pu être appliquée à la procédure en deux étapes (MÉTHODE2) puisque cette dernière ne fournit aucune estimation directe de la matrice d'information de Fisher. Par conséquent, nous avons dû adapter l'approche établie par Murphy et Topel (1985) pour un modèle en deux étapes avec spécification non linéaire. L'adaptation a été nécessaire pour tenir compte du fait que la deuxième étape ne portait que sur un sous-échantillon des données initiales.

lorsqu'on utilise la MÉTHODE3. Autrement dit, un intervalle de confiance à 95 % aurait, en moyenne, une largeur d'environ 4 points de pourcentage pour les machines et le matériel (autour d'une moyenne de 20) et de 2 points de pourcentage pour les bâtiments (autour d'une moyenne de 10). Un test plus précis du niveau de signification des écarts entre les estimations des taux de dépréciation produits par les MÉTHODE2 et MÉTHODE3 selon l'actif est présenté aux tableaux 5 et 6. Pour 26 des 32 actifs, l'écart n'est pas significatif.

Tableau 5 Erreurs-types pour les machines et le matériel et test des différences entre les MÉTHODE2 et MÉTHODE3

Catégories d'actifs	Erreurs-types			Test des différences	
	MÉTHODE1	MÉTHODE2	MÉTHODE3	T	Probabilité
Meubles et ameublement de bureau (pupitres, chaises, étagères, etc.)	0,006	0,007	0,056	0,828	0,408
Ordinateurs, matériel connexe incluant logiciel et machines de traitement de texte	0,013	0,016	0,122	1,039	0,299
Autres meubles, ameublement et appareils (articles de cuisine dans les restaurants, matériel récréatif, meubles dans les hôpitaux, les magasins et les hôtels)*	0,009	0,011	0,016	1,998	0,046
Matériel scientifique, professionnel et médical	0,016	0,011	0,012	0,867	0,386
Matériel de chauffage, d'électricité, de plomberie, de climatisation et de réfrigération	0,018	0,015	0,010	0,514	0,607
Matériel de dépollution	0,036	0,045	0,011	1,181	0,240
Matériel de sécurité (y compris les armes à feu)	0,072	0,038	0,039	0,398	0,692
Moteurs, génératrices, transformateurs, turbines, compresseurs et pompes de tous genres	0,008	0,008	0,007	0,206	0,837
Matériel lourd de construction (chargement, remorquage, malaxage, pavage, terrassement)	0,008	0,010	0,004	0,995	0,320
Tracteurs de tout genre et autre matériel agricole mobile (porteurs-tracteurs, voir le code 6203)	0,008	0,015	0,013	1,272	0,204
Outillage capitalisé et autres outils (manuels, électriques, industriels)	0,013	0,006	0,013	1,236	0,217
Installations de forage	0,022	0,018	0,009	0,073	0,942
Automobiles et principales pièces de rechange*	0,007	0,007	0,019	2,281	0,023
Autobus (de tous genres) et principales pièces de rechange	0,008	0,046	0,016	0,003	0,997
Camions, fourgonnettes, porteurs-tracteurs, camions-remorques et principales pièces de rechange*	0,004	0,004	0,007	2,785	0,005
Locomotives, matériel roulant, tramways et wagons de métro, autre matériel de transport rapide et pièces de rechange*	0,013	0,015	0,004	4,299	0,000
Navires et bateaux et principales pièces de rechange	0,009	0,010	0,008	1,059	0,292
Aéronefs, hélicoptères, moteurs d'aéronefs et autres principales pièces de rechange	0,007	0,005	0,008	0,501	0,617
Autre matériel de transport	0,016	0,040	0,011	1,632	0,104
Machines et matériel assistés par ordinateur pour la production	0,007	0,005	0,006	0,443	0,658
Machines et matériel assistés par ordinateur pour tous les genres de systèmes de communication	0,016	0,021	0,015	0,297	0,767
Non assistés par ordinateurs pour la manutention*	0,005	0,003	0,008	3,363	0,001
Non assistés par ordinateurs pour la production	0,003	0,002	0,002	1,121	0,262
Non assistés par ordinateurs pour les systèmes de communication	0,015	0,017	0,012	1,762	0,079
Autres machines et matériel (non spécifié ailleurs)	0,007	0,005	0,018	0,622	0,534
Moyenne	0,014	0,015	0,018	1,231	0,381

* indique un écart significatif entre la MÉTHODE2 et la MÉTHODE3
Source : Statistique Canada.

Tableau 6 Erreurs-types pour les bâtiments et test des différences entre la MÉTHODE2 et la MÉTHODE3

Catégorie d'actifs	Erreurs-types			Test des différences	
	MÉTHODE1	MÉTHODE2	MÉTHODE3	T	Probabilité
Usines de fabrication, de traitement et d'assemblage	0,004	0,002	0,008	0,646	0,519
Entrepôts, bâtiments d'entreposage frigorifique et gares de marchandises	0,007	0,004	0,008	0,801	0,424
Garages, ateliers et entrepôts de matériel	0,009	0,005	0,021	0,116	0,908
Immeubles à bureaux	0,004	0,002	0,003	0,880	0,379
Centres commerciaux et magasins*	0,010	0,005	0,013	2,809	0,005
Autres constructions industrielles et commerciales	0,009	0,005	0,007	1,865	0,064
Lignes de téléphone et de télédistribution, câbles souterrains et marins	0,026	0,012	0,007	0,643	0,521
Tours de communication, antennes, stations terrestres	0,014	0,011	0,008	1,130	0,260
Moyenne	0,010	0,006	0,009	1,111	0,385

* indique un écart significatif entre la MÉTHODE2 et la MÉTHODE3
Source : Statistique Canada.

Nous avons comparé les estimations de la dépréciation produites ici par la MÉTHODE3 à celles utilisées par le U.S. Bureau of Economic Analysis (voir l'annexe D). Les estimations américaines sont également produites à partir de courbes âge-prix, mais celles-ci sont établies d'après une myriade de bases de données uniques qui suivent les prix des actifs individuels, et varient d'études réalisées il y a plus de 20 ans à des études plus récentes. En revanche, les estimations canadiennes présentées ici sont calculées d'après les données d'une enquête à grande échelle qui fournit les renseignements sur le prix des actifs usagés depuis 1987.

En moyenne, pour les actifs de la catégorie des machines et du matériel, le taux de dépréciation calculé au Canada est assez semblable à celui calculé aux États-Unis. Aux États-Unis, le taux moyen est de 18 % et au Canada, de 20 %, ce qui n'est pas un écart important.

En revanche, pour les bâtiments et les travaux de génie, l'écart entre les taux canadiens et américains est important. Ici, le taux moyen du Bureau of Economic Analysis (BEA) est de 3 %, tandis que le taux moyen pour le Canada est de 8 %. Toutefois, presque toutes les estimations canadiennes se situent dans la fourchette plus élevée (tableau 4), pas tellement parce que la durée de vie estimée est beaucoup plus courte, mais parce que les taux de dépréciation dégressive (TDD) estimés sont plus élevés qu'il ne l'est supposé aux États-Unis. Le prix des actifs usagés associés aux bâtiments et aux travaux de génie diminue au cours du temps à un taux plus élevé au Canada qu'il n'est supposé aux États-Unis.

6.2 Estimation ex ante contre ex post de la dépréciation et de la durée de vie

Jusqu'à présent, nous avons fondé nos comparaisons sur diverses formulations de notre cadre économétrique. À la présente section, nous comparons ces résultats économétriques à une courbe géométrique fondée sur la méthode comptable *ex ante* décrite par l'équation (4).

L'Enquête sur les dépenses en immobilisations réalisée par Statistique Canada comprend non seulement des questions sur le prix des actifs au moment de la mise hors service, mais aussi sur la durée de vie utile prévue au moment où les immobilisations sont déclarées pour la première

fois à Statistique Canada. Comme nous l'avons décrit plus haut, l'utilisation de la durée de vie utile et d'un taux de dépréciation dégressive constant représente une autre façon d'estimer la dépréciation moyenne (δ=TDD/L — voir l'équation [4]).

Les estimations de la dépréciation en utilisant la durée de vie prévue offrent un moyen différent d'estimer les taux de dépréciation moyens. Il s'agit de mesures *ex ante* qui peuvent, par conséquent, souffrir de prévisions inexactes. Ces dernières peuvent donner lieu à une sous-estimation ou à une surestimation des taux réels ou *ex post*. Des différences peuvent aussi avoir lieu si la durée de vie utile évolue avec le temps, puisque les taux *ex post* sont calculés d'après des données qui précèdent la période ultérieure à 1987 d'après laquelle les estimations *ex ante* sont tirées.

Les taux *ex ante* peuvent différer des taux *ex post* pour plusieurs autres raisons liées au concept d'une durée de vie anticipée qui proviennent toutes du fait que les gestionnaires peuvent avoir en tête un autre concept que celui de l'âge prévu de la mise hors service. Par exemple, ils se peut qu'ils pensent à la durée prévue avant la cession de l'actif, laquelle pourrait être le point auquel il est vendu, plutôt que celui auquel il est mis à la casse. Ainsi, les acheteurs d'un parc d'automobiles peuvent considérer le point auquel ils cèderont l'automobile à l'échéance du premier bail (trois ans). Ou bien, ils peuvent penser au point dans le temps auquel, selon eux, l'actif aura perdu la moitié de sa valeur. Dans ces deux cas, le concept *ex ante* correspond à une valeur inférieure à l'estimation *ex post*.

Une autre cause des divergences éventuelles entre les taux *ex ante* et *ex post* est l'hétérogénéité de certaines catégories d'actifs. Dans ce cas, la composition de l'échantillon de mises hors service peut être assez différente de la population d'immobilisations utilisée pour calculer la durée de vie *ex ante*. Quelle que soit la catégorie, les actifs dont la vie est courte sont plus susceptibles que les autres de figurer dans l'échantillon des mises hors service, tandis que ceux dont la vie est plus longue sont plus susceptibles d'avoir une plus grande pondération dans la population d'immobilisations. Un bon exemple est la catégorie des centres commerciaux et des magasins. Les centres commerciaux représentent d'importantes immobilisations dont la durée utile est longue et ils dominent probablement la population d'immobilisations qui fournit les taux *ex ante*. Par ailleurs, les magasins dont la durée de vie est plus courte ont vraisemblablement une plus forte pondération parmi les observations des mises hors service. Ces conditions produiront une estimation *ex ante* plus élevée que l'estimation *ex post* calculée d'après la courbe de mise hors service réelle.

La source de données d'après laquelle est produite une estimation de la durée de vie prévue *ex ante* offre un beaucoup plus grand nombre d'observations par actif qu'il n'en existe pour le calcul de l'estimation *ex post*, ce qui constitue définitivement un avantage. Le tableau 1 contient le nombre d'observations par actif pour la période de 1985 à 2001. Pour nos estimations, nous utilisons la moyenne sur la deuxième moitié de la période. Nous notons une légère diminution de la durée de vie utile prévue au cours de la période.

Aussi séduisante que soit cette méthode *ex ante* alternative, elle nécessite encore l'estimation (le choix) du TDD. Or, nous avons démontré que ce choix comporte, en soi, une incertitude. Nous pouvons choisir un TDD de 2, comme cela est souvent le cas en comptabilité. Mais, ce choix

s'appuie essentiellement sur l'hypothèse que la frontière d'efficacité ou de capacité connexe de l'actif est constante. Si la courbe est concave, le TDD sera généralement supérieur à 2, mais inférieur à 3[40].

Afin de comparer nos estimations *ex post* à nos estimations *ex ante*, nous utilisons les valeurs du TDD produites par notre méthode *ex post* et nous les introduisons dans la formule δ=TDD/L en utilisant une durée de vie *ex ante* pour calculer un taux de dépréciation. Les estimations par actif de la durée de vie utile moyenne (T) sont tirées de l'Enquête sur les dépenses en immobilisations et en réparations[41]. Les estimations résultantes sont ensuite comparées aux taux *ex post* calculés par la MÉTHODE3 aux tableaux 7 et 8. De nouveau, nous n'utilisons que les actifs pour lesquels des données ont été estimées dans l'étude originale.

Dans le cas des bâtiments, les deux ensembles d'estimations sont assez semblables. Pour la MÉTHODE3 avec estimation d'un TDD, la moyenne est de 9,4 %. Pour les estimations *ex ante* calculées d'après les TDD résultant de la MÉTHODE3, elle est de 10,1 %. Ces écarts ne sont pas statistiquement significatifs.

Dans le tableau 8, pour les bâtiments, nous incluons aussi l'estimation de l'âge prévu de la mise hors service tirée de l'estimation simultanée et la durée de vie prévue *ex ante* jusqu'à la mise hors service. Les deux valeurs sont assez proches, soit 26,7 et 26,5 ans, respectivement. Nous concluons que pour les actifs de la catégorie des bâtiments dont la durée est longue, les données ne permettent pas de faire la distinction entre les estimations *ex post* et *ex ante*, sauf pour le groupe des centres commerciaux et des magasins, qui peut souffrir du problème de données discuté antérieurement. Au tableau 9, nous incluons la durée de vie prévue d'un ensemble choisi de travaux de génie pour lesquels des données appropriées sont disponibles pour estimer la fonction de mise hors service, même si le ratio de survie du prix laisse vraisemblablement à désirer (parce que la plupart des actifs sont mis hors service à un prix nul et ne sont pas vendus à un prix positif). De nouveau, les estimations *ex post* sont très proches des estimations *ex ante* pour les actifs dont la durée de vie est longue.

Ces deux résultats donnent à penser qu'utiliser des estimations *ex ante* de la durée de vie, avec un TDD imputé, pour les actifs de longue durée dont les ventes sont peu fréquentes et pour lesquels nous ne disposons pas de prix des actifs usagés, pourrait être un moyen raisonnable de combler les lacunes de notre ensemble de données sur les taux de dépréciation lorsque les prix des actifs usagés ne sont pas disponibles.

Comme le révèle l'examen du tableau 7, pour les machines et le matériel, les écarts entre les estimations *ex post* et *ex ante* de la dépréciation et de la durée de vie sont importants. Les estimations économétriques moyennes *ex post* de la durée de vie sont plus élevées que les estimations de la durée de vie utile prévue *ex ante*, de l'ordre de 14,1 années contre

40. Il convient de souligner que, si la frontière d'efficacité prend la forme d'une courbe logistique (initialement concave, mais s'inversant ensuite pour devenir convexe), le TDD peut être supérieur à trois.

41. Les données sur les durées de vie utiles ont été recueillies pour la période de 1995 à 1997. Les durées de vie utiles moyennes sont pondérées par l'investissement.

11,3 années[42]. Concomitamment, les taux moyens de dépréciation *ex post* sont de 20,0 % comparativement à 24,0 % pour l'estimation *ex ante*.

Tableau 7 Taux de dépréciation *ex post* contre *ex ante* pour les machines et le matériel

Catégorie d'actifs	Taux de dépréciation		Durée de vie (années)	
	Ex post Simultané Concave	*Ex ante* TDD[1] pour simultané 2<TDD>3	*Ex post* Simultané	*Ex ante* Enquête
Meubles et ameublement de bureau (pupitres, chaises, étagères, etc.)	0,259	0,281	9,0	8,3
Ordinateurs, matériel connexe incluant logiciel et machines de traitement de texte	0,531	0,496	4,4	4,7
Autres meubles, ameublement et appareils (articles de cuisine dans les restaurants, matériel récréatif, meubles dans les hôpitaux, les magasins et les hôtels)	0,233	0,248	10,0	9,4
Matériel scientifique, professionnel et médical	0,222	0,236	9,5	8,9
Matériel de chauffage, d'électricité, de plomberie, de climatisation et de réfrigération	0,172	0,211	15,3	12,5
Matériel de dépollution	0,123	0,127	17,2	16,7
Matériel de sécurité (y compris les armes à feu)	0,211	0,215	11,0	10,8
Moteurs, génératrices, transformateurs, turbines, compresseurs et pompes de tous genres	0,129	0,178	21,2	15,3
Matériel lourd de construction (chargement, remorquage, malaxage, pavage, terrassement)	0,177	0,304	13,6	7,9
Tracteurs de tout genre et autre matériel agricole mobile (porteurs-tracteurs, voir le code 6203)	0,183	0,276	14,2	9,4
Outillage capitalisé et autres outils (manuels, électriques, industriels)	0,242	0,266	8,8	8,0
Installations de forage	0,192	0,221	12,8	11,1
Automobiles et principales pièces de rechange	0,303	0,358	7,9	6,7
Autobus (de tous genres) et principales pièces de rechange	0,149	0,209	17,6	12,6
Camions, fourgonnettes, porteurs-tracteurs, camions-remorques et principales pièces de rechange	0,238	0,348	10,4	7,1
Locomotives, matériel roulant, tramways et wagons de métro, autre matériel de transport rapide et pièces de rechange	0,103	0,112	25,3	23,3
Navires et bateaux et principales pièces de rechange	0,098	0,145	25,6	17,3
Aéronefs, hélicoptères, moteurs d'aéronefs et autres principales pièces de rechange	0,084	0,135	23,8	14,8
Autre matériel de transport	0,201	0,282	12,6	9,0
Machines et matériel assistés par ordinateur pour la production	0,172	0,210	15,5	12,7
Machines et matériel assistés par ordinateur pour tous les genres de systèmes de communication	0,222	0,259	11,1	9,5
Non assistés par ordinateur pour la manutention	0,196	0,251	13,6	10,6
Conventionnels non-assistés par ordinateur pour la production	0,155	0,179	16,1	14
Conventionnels non-assistés par ordinateur pour les systèmes de communications	0,232	0,240	11,5	11,1
Autres machines et matériel (non précisés ailleurs)	0,172	0,213	13,5	10,9
Moyenne	0,200	0,240	14,1	11,3
Erreur-type	0,017	0,016	1,1	0,8

1. Taux de dépréciation dégressive.

Note : Les catégories d'actifs décrites sont celles pour lesquelles l'écart entre les durées de vie *ex ante* et *ex post* est significatif.

Source : Statistique Canada.

42. Si nous estimons la durée de vie uniquement d'après les actifs mis hors service à un prix nul, la durée de vie prévue *ex post* est presque la même que la durée de vie moyenne *ex ante*. L'estimation *ex post* plus faible est due à l'utilisation d'un ensemble de données censurées qui ne tiennent pas compte de l'information fournie par les ventes d'actif faites à un prix positif. Utiliser l'ensemble de données censurées revient à essayer d'estimer la durée moyenne du chômage en examinant uniquement la situation de personnes qui ont fait une transition du chômage à l'emploi et en ne tenant pas compte de celles qui demeurent chômeuses.

Tableau 8 Taux de dépréciation *ex post* contre *ex ante* pour les bâtiments

Catégorie d'actifs	Taux de dépréciation		Durée de vie (années)	
	Ex post Simultané Concave	*Ex ante* TDD[1] pour simultané	*Ex post* Simultané	*Ex ante* Enquête
Usines de fabrication, de traitement et d'assemblage	0,095	0,100	29,2	26,6
Entrepôts, bâtiments d'entreposage frigorifique et gares de marchandises	0,074	0,073	32,8	32,2
Garages, ateliers et entrepôts de matériel	0,080	0,095	31,3	28,0
Immeubles à bureaux	0,064	0,060	34,2	33,3
Centres commerciaux et magasins	0,122	0,076	16,1	30,7
Autres constructions industrielles et commerciales	0,089	0,098	25,1	23,9
Lignes de téléphone et de télédistribution, câbles souterrains et marins	0,139	0,116	18,3	20,0
Tours de communication, antennes, stations terrestres, y compris les réflecteurs paraboliques pour la réception des communications	0,100	0,205	23,3	13,0
Immeubles de diffusion et de communication	0,086	0,086	30,4	30,6
Moyenne	0,094	0,101	26,7	26,5
Erreur-type	0,007	0,013	2,0	2,1

1. Taux de dépréciation dégressive.
Source : Statistique Canada.

Tableau 9 Durée de vie *ex post* contre *ex ante* pour les travaux de génie

Catégorie d'actifs	Durée de vie prévue (années)	
	Ex post	*Ex ante*
Grandes routes, routes, chemins (chemins d'exploitation, panneaux de signalisation etc.	20,9	24,8
Rails et plates-formes, y compris les panneaux de signalisation et les dispositifs d'enclenchement	39,6	36,9
Lignes de téléphone et de télédistribution, câbles souterrains et marins	18,3	20
Tours de communication, antennes, stations terrestres, y compris les réflecteurs paraboliques pour la réception des communications	23,3	13
Conduites principales et conduites de branchement	43,0	38
Réservoirs de stockage	23,5	23
Installations d'élimination des déchets	25,4	36,1
Moyenne	27,7	27,4
Erreur-type	3,4	3,4

Source : Statistique Canada.

La plupart des écarts importants ont lieu dans quatre catégories d'actifs, à savoir la construction lourde, les tracteurs, les autobus et les camions, qui comprennent du matériel moteur lourd. Dans ces catégories, les écarts sont compatibles avec la notion selon laquelle certains gestionnaires utilisent le concept de « durée jusqu'à la cession » au lieu de « durée jusqu'à la mise hors service » lorsqu'ils répondent à la question au sujet de la durée de vie prévue *ex ante*.

Les explications des écarts entre les estimations *ex ante* et *ex post* doivent aussi tenir compte du fait que, pour plusieurs raisons, les prix des actifs usagés ne reflètent peut-être qu'imparfaitement le flux de revenus futurs produits par ces actifs. Les actifs usagés vendus peuvent comprendre une proportion plus élevée de « citrons » que le stock de capital en général et, donc, ne pas refléter la valeur moyenne en production. En outre, les données sur les prix utilisées pour estimer les courbes âge-prix pourraient faire l'objet d'un plus grand nombre d'erreurs de déclaration que les données sur la durée de vie prévue.

Étant donné tous ces problèmes éventuels, il est peut-être étonnant que les deux types d'estimations soient congruents. Des erreurs produisant des divergence de sens opposé pourraient s'annuler.

7. Stock de capital

7.1 Effet de l'utilisation de divers taux de dépréciation sur le stock de capital

À la section précédente, nous avons présenté plusieurs estimations des taux de dépréciation obtenus en appliquant des méthodes d'estimation différentes. En moyenne, les résultats diffèrent peu. Par contre, au niveau des actifs individuels, l'écart entre les résultats des MÉTHODE2 et MÉTHODE3 est de l'ordre de 3 points de pourcentage. Pour une valeur moyenne de 20 %, cela signifie que l'écart entre les estimations correspond environ à 15 % de la moyenne.

Pour certaines applications, ces fourchettes pourraient être trop grandes. Les analystes qui veulent soutenir qu'un taux de dépréciation spécifique devrait être utilisé pour un actif particulier pourraient avoir besoin de chiffres plus précis. Toutefois, ce n'est pas le but du présent exercice. Ici, comme lors de l'étude précédente, nous cherchons à élaborer un *ensemble* de taux de dépréciation pouvant être utilisés dans le programme de la productivité. Ce dernier a besoin d'estimations du taux de croissance du stock de capital et des services du capital. En bout de ligne, nous voulons savoir si ces taux de croissance dépendent des diverses méthodes d'estimation de la dépréciation. Nous examinons cette question ici.

À la présente section, nous générons des estimations du stock de capital fondées sur les trois estimations économétriques du taux de dépréciation pour les catégories d'actifs pour lesquelles existent des estimations *ex post* de la dépréciation.

Les estimations du stock de capital se fondent sur le modèle de l'inventaire perpétuel

$$K(t) = I(t) + (1-\delta)K(t-1) \tag{54}$$

où δ représente un taux géométrique (constant) de dépréciation.

Pour produire des estimations économétriques de δ, nous estimons les taux de dépréciation pour tous les actifs pour lesquels nous possédons suffisamment d'observations, puis nous utilisons le taux de dépréciation estimé d'après ce modèle pour calculer des taux sommaires agrégés de dépréciation pour 29 groupes d'actifs (14 pour les bâtiments et les travaux de génie et 15 pour les machines et le matériel). Ces 29 groupes d'actifs ont été formés d'après des données chronologiques sur la durée de vie utile, en fait, en regroupant des actifs individuels dont les estimations de la durée de vie utile d'après les données d'enquête étaient comparables. Pour produire des statistiques agrégées, nous calculons la moyenne pondérée de $E(t)$ et $E(y)$ en utilisant la contribution relative de chaque actif au stock de capital[43] comme pondération. Le

43. La contribution au stock d'un actif particulier du groupe est donnée par le produit de l'investissement historique dans cet actif sur la période de 1985 à 1999 (en dollars constants) par sa durée de vie prévue.

ratio des moyennes de $E(t)$ et $E(y)$ donne le TDD agrégé. Nous présentons les taux de dépréciation pour ces 29 groupes d'actifs au tableau 10. Il convient de souligner que pour certains de ces groupes, il a été impossible de construire un estimateur *ex post*. Le cas échéant, nous avons utilisé une estimation *ex ante*, dont le calcul est décrit à la section suivante.

Tableau 10 Taux de dépréciation par catégorie agrégée d'actifs

Groupe	Catégorie d'actifs	MÉTHODE1	MÉTHODE 2	MÉTHODE 3	MÉTHODE finale
4001	Bâtiments industriels	0,0946	0,0854	0,0903	0,0878
4002	Bâtiments commerciaux	0,0710	0,0643	0,0640	0,0650
4003	Bâtiments institutionnels	0,0713	0,0597	0,0597	0,0605
5001	Travaux de génie maritimes	0,0802	0,0654	0,0660	0,0664
5002	Travaux de génie liés aux transports	0,0755	0,0616	0,0621	0,0625
5003	Travaux de génie liés aux services d'eau	0,0875	0,0714	0,0720	0,0725
5005	Travaux de génie liés à l'énergie électrique	0,0681	0,0556	0,0560	0,0564
5006	Travaux de génie liés aux communications	0,1208	0,1203	0,1203	0,1205
5007	Travaux de génie liés au pétrole et au gaz	0,0805	0,0658	0,0664	0,0808
5008	Travaux de génie liés à l'exploitation minière	0,1938	0,1581	0,1594	0,1604
5089	Autres travaux de génie	0,1040	0,0862	0,0869	0,0874
7001	Autre matériel de transport	0,0950	0,0968	0,1004	0,0979
7002	Machines industriels	0,1638	0,1638	0,1636	0,1637
7003	Équipement de télécommunication	0,2207	0,2207	0,2207	0,2207
7004	Meubles	0,2277	0,2309	0,2277	0,2277
7005	Logiciels	0,5500	0,5500	0,5500	0,5500
7007	Camions	0,2333	0,2333	0,2333	0,2333
7008	Automobiles et principales pièces de rechange	0,2437	0,2800	0,2800	0,2800
7009	Machines agricoles	0,1354	0,1709	0,1709	0,1709
7010	Ordinateurs et matériel et outillage connexes	0,4670	0,4255	0,4670	0,4670
7089	Autres machines et outillage	0,1786	0,1719	0,1786	0,1786

Source : Statistique Canada.

Nous présentons les taux de croissance des stocks de capital au tableau 11. Dans les deux premières colonnes, nous comparons les résultats obtenus par la MÉTHODE1 pour la base de données originale et pour la nouvelle base de données élargie. De 1961 à 2000, le taux de croissance du stock de machines et de matériel est passé de 5,5 % à 5,2 %, une baisse non significative due à l'extension de la base de données. Nous n'observons également que de faibles différences pour les deux sous-périodes allant de 1961 à 1980 et de 1980 à 2000. L'écart entre les taux de croissance calculés pour les bâtiments et travaux de génie est également faible, la valeur étant passée de 3,28 % à 3,38 %.

Si nous comparons les trois méthodes en utilisant la même base de données élargie (MÉTHODE1, MÉTHODE2 et MÉTHODE3), nous relevons des différences assez faibles. Pour la période de 1961 à 2000, pour les machines et le matériel, les trois estimations sont, respectivement, 5,19 %, 5,48 % et 5,32 %. Pour les bâtiments et travaux de génie, elles sont de 3,38 %, 3,45 % et 3,52 %.

Tableau 11 Taux comparatifs de croissance du stock de capital pour certains actifs sous divers modèles de dépréciation

	MÉTHODE1	MÉTHODE1	MÉTHODE2	MÉTHODE3
	Données originales	Nouvelles données		
Taux de croissance 1961 à 2000				
Machines et matériel	5,50	5,19	5,48	5,32
Bâtiments et travaux de génie	3,28	3,38	3,45	3,52
Taux de croissance 1961 à 1980				
Machines et matériel	5,61	5,46	5,61	5,55
Bâtiments et travaux de génie	4,62	4,85	4,90	4,93
Taux de croissance 1980 à 2000				
Machines et matériel	5,41	4,93	5,36	5,12
Bâtiments et travaux de génie	2,02	1,99	2,07	2,18

Source : Statistique Canada.

Le programme de la productivité s'intéresse non pas au stock de capital, mais aux services du capital. La croissance des services du capital est simplement la moyenne pondérée de la croissance du stock de capital correspondant aux divers actifs. La pondération choisie est le coût d'utilisation du capital, qui dépend essentiellement du taux de rendement de l'actif et de son taux de dépréciation (voir Harchaoui et Tarkhani, 2003). Cette méthode de pondération tient compte des écarts éventuels entre les produits marginaux des divers actifs.

Par conséquent, nous calculons le taux de croissance des services de capital en nous servant des estimations du coût d'utilisation du capital décrites dans Harchaoui et Tarkhani (2003). Les résultats sont présentés au tableau 11 pour les catégories des machines et du matériel et des bâtiments et travaux de génie pour lesquels nous pouvons produire des estimations *ex post* de la dépréciation. Ici, les écarts sont faibles également.

Nous concluons que l'extension de la base de données, l'amélioration des méthodes d'imputation et l'expérimentation de méthodes d'estimation supplémentaires ont un effet minime sur les estimations de la croissance du stock de capital qui ont été présentées antérieurement.

Tableau 12 Taux comparatifs de croissance des services du capital pour certains actifs sous divers modèles de dépréciation

	MÉTHODE1	MÉTHODE1	MÉTHODE2	MÉTHODE3
	Données originales	Nouvelles données		
Taux de croissance 1961 à 2000				
Machines et matériel	7,24	7,25	7,29	7,31
Bâtiments et travaux de génie	3,37	3,59	3,64	3,72
Taux de croissance 1961 à 1980				
Machines et matériel	6,58	6,62	6,62	6,72
Bâtiments et travaux de génie	4,80	5,08	5,11	5,18
Taux de croissance 1980 à 2000				
Machines et matériel	7,83	7,89	7,92	7,87
Bâtiments et travaux de génie	2,02	2,16	2,24	2,33

Source : Statistique Canada.

7.2 Estimation du stock de capital pour le programme de la productivité

Comme nous le soulignons à la section précédente, il est nécessaire d'estimer les taux de dépréciation pour créer les séries de données sur le stock de capital. Ici, notre analyse offre plusieurs options, dont aucune n'est manifestement supérieure aux autres, que ce soit du point de vue théorique, pratique ou empirique.

Nous avons étudié les résultats obtenus par trois méthodes, que nous avons appelées la méthode originale (MÉTHODE1) et deux modifications (MÉTHODE2 et MÉTHODE3). Les trois méthodes reviennent à tracer une droite à travers une courbe prix-âge donnée pour obtenir un taux de dépréciation moyen. La MÉTHODE1 repose sur l'utilisation de la proportion de la valeur restante au cours du temps et l'estimation d'un taux de dépréciation moyen. Elle consiste à utiliser le prix des actifs vendus à un prix positif ou mis hors service à une valeur nulle, à en calculer la moyenne, puis à estimer la courbe âge-prix. La MÉTHODE2 prédit la distribution des mises hors service à un prix nul en utilisant les données réelles sur les mises hors service, puis en se servant de cette prédiction pour chaque groupe d'âge pour réduire la moyenne des prix positifs observés. Cette méthode comporte deux étapes distinctes. La MÉTHODE3 consiste à estimer simultanément la fonction de mise hors service et la courbe prix-temps. Ces trois méthodes diffèrent aussi légèrement en ce qui concerne les formes fonctionnelles imposées au processus d'estimation. La MÉTHODE1 utilise une courbe prix-âge de forme exponentielle. La MÉTHODE2 utilise une Weibull pour la fonction de mise hors service, puis une Weibull pour la courbe prix-âge. Enfin, la MÉTHODE3 utilise une Weibull pour la fonction de mise hors service et une forme fonctionnelle autre qu'une simple Weibull pour la courbe prix-âge. Cette forme différente est compatible avec une fonction de mise hors service de Weibull pour les observations de prix nul et un type général de frontière d'efficacité concave pour le flux de revenus produits par les actifs.

Les MÉTHODE2 et MÉTHODE3 sont toutes deux fondées sur un système de deux équations. La méthode en deux étapes traite le processus de mise hors service et la courbe prix-survie comme des processus indépendants, tandis que la méthode simultanée reconnaît leur interdépendance. L'estimation des deux processus simultanément améliore l'exactitude des estimations du taux de dépréciation, ainsi que de la durée de vie. Par exemple, l'information provenant du processus de survie est utile lorsqu'il s'agit d'estimer le processus de mise hors service. Savoir qu'un actif est vendu à un prix positif au temps t est utile si l'on veut estimer le processus de mise hors service, parce que ce renseignement indique que l'actif ne sera pas encore mis hors service et que plus le prix est élevé, plus longue sera la période avant qu'il soit mis au rebut. De même, l'information sur la nature du processus de mise hors service éclaire l'estimation du taux de dépréciation (par la voie du taux de dépréciation régressive [TDD]), puisque la courbe de mise hors service nous indique si les données sur les prix sont censurées ou regroupées selon un profil inhabituel.

Un cadre d'estimation simultanée permet aussi d'utiliser des estimateurs qui tiennent compte des convergences entre les deux processus générant t et y, sachant que ces deux processus sont corrélés. Dans le présent document, nous montrons comment on peut imposer, durant la méthode d'estimation simultanée, des contraintes qui tiennent compte des coefficients communs aux deux processus. La théorie sous-jacente présentée montre comment les représentations formelles du

processus d'efficacité et des processus de mise hors service peuvent être regroupées pour produire pour chacun des équations d'estimations contenant des paramètres communs. Les représentations de l'efficacité et du processus de mise hors service utilisées sont assez générales, à savoir une fonction hyperbolique générale pour la courbe d'efficacité et une Weibull pour la courbe des mises hors service. L'une et l'autre représentations comptent de nombreux adeptes. Toutefois, elles pourraient ne pas être correctes en toute situation. Pourtant nos simulations de Monte Carlo montrent encore que, si ces représentations ne sont pas appropriées, il demeure préférable d'imposer la convergence entre le processus de mise hors service et le processus de survie en vue d'estimer le taux *moyen* de dépréciation.

Afin d'évaluer les trois méthodes d'estimation, nous avons utilisé une technique appliquée fréquemment, c'est-à-dire une simulation de Monte Carlo. Lors de la réalisation de cette expérience, nous avons accordé une attention particulière à la désirabilité des diverses méthodes d'estimation dans le contexte d'un échantillonnage non aléatoire. L'enquête qui a produit les données sur les prix a été conçue pour donner un échantillon aléatoire de données sur les immobilisations et non de données sur les prix des actifs usagés par catégorie d'actif. Le second ensemble de données est un sous-produit du premier. Puisque notre but est d'estimer le taux de dépréciation moyen, le fait d'utiliser un échantillon de prix des actifs usagés qui n'est pas représentatif de la population complète de prix possibles peut fausser les résultats.

Les résultats de nos simulations montrent que la mesure de la survie (MÉTHODE1) est la méthode la moins bonne, même si les données sur les prix sont tirées de façon aléatoire. Nous avons également cherché à déterminer si le fait de ne pas disposer de données parfaites causerait un plus grand problème si l'on utilise la MÉTHODE1 plutôt que la MÉTHODE2 et inversement, et avons constaté que la MÉTHODE2 était la plus souhaitable. Dans les situations où la courbe d'efficacité de type « one-hoss-shay »[44] est une bonne hypothèse de travail et où l'information sur les prix[45] est générée par un processus d'échantillonnage aléatoire des prix positifs, l'approche en deux étapes s'avère très efficace.

Nous étudions aussi les propriétés de la MÉTHODE3. Nous constatons qu'elle donne également de meilleurs résultats que la MÉTHODE1, mais qu'elle est aussi fréquemment (courbe d'efficacité concave ou échantillonnage non aléatoire de prix positifs) supérieure à la MÉTHODE2, particulièrement quand les données sur les prix positifs sont générées de façon non aléatoire.

Notre méthode de repondération vise à résoudre le problème des données non aléatoires et, après la repondération, les écarts entre les estimations *ex post* produites par les MÉTHODE2 et MÉTHODE3 ne sont généralement pas statistiquement significatifs. Par conséquent, dans le but de procéder au choix d'une estimation *ex post* du taux moyen de dépréciation, nous décidons de prendre la moyenne des deux résultats.

---

44. Cette courbe correspond à un TDD de 2.
45. Nous avons pu créer des données aléatoires sur les prix des actifs en évaluant un échantillon d'actif en production. Cependant, lorsque cette information provient du marché des transactions, il n'existe aucun moyen de vérifier si les actifs qui ont fait l'objet d'une transaction sont représentatifs de la population d'actifs en production.

En ce qui concerne le choix d'un estimateur *ex ante* par opposition à un estimateur *ex post*, une série différente de problèmes de données se pose. Quoique l'estimateur *ex ante* puisse comporter un biais dû à l'optimisme intrinsèque des gestionnaires, il bénéficie de l'utilisation d'un plus grand échantillon qui est plus susceptible de constituer un échantillon aléatoire de l'univers d'intérêt, parce que l'enquête est conçue pour recueillir des données sur les immobilisations et non sur les mises hors service. En outre, l'approche *ex ante* ne souffre pas d'un autre problème de données qui affecte l'approche *ex post*, c'est-à-dire celui du grand nombre de groupes d'actifs dans la catégorie des travaux de génie pour lesquels il n'existe pas de données appropriées sur les prix des actifs usagés, parce que les marchés d'occasion sont rares pour ces actifs.

Cependant, l'utilisation de renseignements *ex ante* uniquement pour estimer la durée de vie prévue est une approche qui ne tient pas compte des données sur les prix et, par conséquent, qui utilise moins efficacement l'information, puisqu'elle ne fournit pas de valeur du TDD. L'approche *ex post* fournit des estimations de la durée réelle de la vie utile ainsi que du taux de dépréciation.

Heureusement, les estimations *ex post* et *ex ante* de la durée de vie sont fort semblables et les secondes ont l'avantage d'être relativement faciles à obtenir. Elles peuvent être recueillies au moyen d'une question d'enquête assez simple et ne nécessitent pas le type de méthodes d'estimation économétriques qui ont été utilisées ici, lesquelles nécessitent des données recueillies pendant de nombreuses années. Par conséquent, nous combinons l'information fournie par les estimations *ex ante* ainsi qu'*ex post*.

Après avoir examiné ces questions, nous avons adopté l'approche qui suit.

1. Pour les actifs pour lesquels nous pouvons utiliser des prix d'actifs usagés pour calculer des estimations *ex post* de la dépréciation, nous calculons la moyenne des taux de dépréciation obtenus par la méthode en deux étapes (MÉTHODE2) et par la méthode d'estimation simultanée (MÉTHODE3)[46].
2. Pour ces estimations, nous calculons un TDD implicite d'après l'équation 4 en utilisant le taux de dépréciation *ex post* et la durée de vie *ex ante*.
3. Pour les actifs des catégories des machines et du matériel et des bâtiments pour lesquels l'hétérogénéité ou la disponibilité des données nous empêchent d'estimer un taux de dépréciation *ex post* pertinent, nous appliquons un TDD imputé à la durée de vie utile *ex ante*. Le TDD imputé pour un actif donné est calculé d'après le TDD moyen correspondant, au niveau des 22 groupes d'actifs s'il est disponible et sinon, au niveau de la catégorie générale de l'actif.
4. Pour les actifs de la catégorie des travaux de génie, nous disposons de peu d'estimation *ex post* pour nous orienter. Par conséquent, nous utilisons les estimations *ex ante* de la durée de vie. Mais le TDD que nous utilisons est calculé en combinant les estimations *ex post* disponibles pour tous les actifs de la catégorie des bâtiments et des travaux de génie.
5. Pour les logiciels, nous utilisons la durée de vie utile *ex ante* avec un TDD de 1,65.

46. À cette étape et à toutes les étapes subséquentes, nous nous en tenons à notre jugement professionnel pour décider si l'une ou l'autre des deux estimations n'est pas raisonnable en nous basant sur nos estimations de la durée de vie comme point repère.

6. Par souci de simplification, nous calculons la moyenne des TDD sur l'ensemble des actifs de la catégorie des machines et du matériel, l'ensemble des bâtiments, et l'ensemble des travaux de génie, ce qui nous donne des estimations de 2,3, 2,1 et 2,3 respectivement, que nous utilisons avec les durées de vie prévues *ex ante*[47]. Le TDD moyen montre que le taux de dépréciation est légèrement supérieur au taux de dépréciation dégressive de 2, et que les machines et le matériel ont tendance à perdre plus rapidement de leur valeur que les bâtiments et les travaux de génie.

Les estimations résultantes sont présentées au tableau 13.

47. À part les quatre actifs pour lesquels la durée de vie *ex ante* était significativement plus courte que la valeur *ex post*. Dans ces cas, nous avons utilisé la valeur *ex post*.

Tableau 13 Liste des taux de dépréciation pour tous les actifs utilisés dans les estimations du stock de capital

Grand groupe	Groupe d'actifs	Actif	Définition	Taux de dépréciation estimé	Durée de vie relevée 1985 à 2001
Bâtiments	Bâtiments commerciaux et institutionnels	1004	Laboratoires et centres de recherche et de développement	0,066	32,4
		1012	Concessionnaires d'automobiles	0,087	24,5
		1013	Immeubles à bureaux	0,060	33,3
		1014	Hôtels, motels et centres de congrès	0,059	36,0
		1015	Restaurants, restaurants de plats-minute, bars et boîtes de nuit	0,087	23,0
		1016	Centres commerciaux et magasins	0,070	30,7
		1018	Théâtres, cinémas et centres culturels	0,067	31,8
		1019	Centres de loisirs intérieurs	0,069	31,2
		1201	Établissements d'enseignement	0,062	34,7
		1202	Résidences d'étudiants	0,055	39,1
		1203	Immeubles religieux	0,047	45,6
		1204	Hôpitaux et autres établissements de soins de santé	0,061	35,1
		1205	Maisons de soins infirmiers	0,060	35,6
		1206	Garderies	0,076	27,9
		1207	Bibliothèques	0,059	35,9
		1208	Lieux historiques	0,094	23,3
		1209	Pénitenciers, centres de détention et palais de justice	0,060	35,4
		1210	Musées, centres scientifiques et archives publiques	0,046	46,2
		1211	Postes de pompiers	0,081	26,4
		1212	Bureaux de poste	0,118	18,2
		1214	Manèges militaires, casernes, salles d'exercice, autres structures militaires semblables	0,096	22,3
		1299	Autres constructions institutionnelles	0,075	28,6
		1999	Autres bâtiments	0,071	30,0
		2201	Gares de voyageurs - (avion, bateaux, autobus et trains)	0,065	32,9
		3001	Immeubles de diffusion et de communication	0,086	30,6
	Bâtiments industriels	1001	Usines de fabrication	0,089	26,6
		1006	Entrepôts, bâtiments d'entreposage frigorifique et gares de marchandises	0,068	32,2
		1007	Silos à céréales et terminus céréaliers	0,071	30,0
		1008	Garages, ateliers et entrepôts de matériel	0,084	28,0
		1009	Ateliers de réparation de wagons et rotondes à locomotives	0,080	32,1
		1010	Hangars d'aéronefs	0,096	26,7
		1011	Stations service	0,123	17,4
		1021	Bâtiments de ferme	0,095	27,0
		1022	Baraques, dortoirs, campements, cuisines de campement	0,161	13,3
		1099	Autres constructions industrielles et commerciales	0,085	23,9
		3401	Bâtiments de la mine	0,180	12,2
		3402	Bâtiments de la mine servant à l'enrichissement des minéraux (exclusion des fonderies et des raffineries	0,168	13,1
		5999	Autres construction (1999/autres bâtiments)	0,150	21,0
Machines et matériel	Ordinateurs	6002	Ordinateurs, matériel connexe	0,467	4,7
	Matériel informatisé	6401	Matériel de manutention de matières premières informatisé	0,191	13,4
		6402	Matériel de production informatisé pour la fabrication	0,174	12,7
		6403	Matériel de communication informatisé	0,225	9,5

Tableau 13 Liste des taux de dépréciation pour tous les actifs utilisés dans les estimations du stock de capital (suite)

Grand groupe	Groupe d'actifs	Actif	Définition	Taux de dépréciation estimé	Durée de vie relevée 1985 à 2001
Machines et matériel	Matériel informatisé	6410	Procédé de production informatisé – Concasseurs et broyeurs	0,204	12,6
		6413	Procédé de production informatisé – Autre	0,176	14,6
		6499	Autres machines et matériel informatisés	0,314	8,2
	Matériel d'ameublement	6001	Meubles et ameublement de bureau	0,235	8,3
		6003	Autres meubles, ameublement et appareils	0,214	9,4
	Machines lourdes	6009	Moteurs, génératrices, transformateurs, turbines, compresseurs et pompes	0,130	15,3
		6010	Matériel lourd de construction*	0,172	13,9
		6011	Tracteurs de tout genre et autre matériel agricole mobile*	0,171	14,5
		6013	Équipement de forage et de sautage	0,192	11,1
		6028	Équipement souterrain de chargement de transport et déchargement (râcloir, berline)	0,208	10,2
	Matériel fixé à un bâtiment	6005	Matériel de chauffage d'électricité, de plomberie, de climatisation et de réfrigération	0,167	12,5
		6006	Matériel de dépollution	0,151	16,7
		6007	Matériel de sécurité	0,200	10,8
		6008	Matériel sanitaire	0,218	10,7
	Matériel non informatisé	6601	Matériel de manutention de matières premières non informatisé	0,182	10,6
		6602	Matériel de production non informatisé pour la fabrication	0,154	14,0
		6603	Matériel de communication non informatisé	0,214	11,1
		6610	Procédé de production non informatisé – Concasseurs et broyeurs	0,171	15,0
		6613	Procédé de production non informatisé – Autre	0,201	12,8
	Autre matériel de transport	6205	Locomotive, matériel roulant, tramways et wagons de métro, autre matériel de transport rapide et pièces de rechange*	0,103	25,3
		6206	Navires et bateaux*	0,104	26,5
		6207	Aéronefs, hélicoptères, moteurs d'aéronefs et autres principales pièces de rechange*	0,082	27,9
		6299	Autre matériel de transport*	0,201	12,6
	Matériel de transport routier	6201	Automobiles et principales pièces de rechange*	0,280	8,1
		6202	Autobus et principales pièces de rechange*	0,149	17,4
		6203	Camions, fourgonnettes, porteurs-tracteurs, camions-remorques et principales pièces de rechange*	0,227	10,6
		6204	Véhicules tout-terrain et principles pièces de rechange*	0,190	11,6
	Matériel scientifique	6004	Matériel scientique, professionnel et médical	0,229	8,9
	Outillage	6012	Outillage capitalisé et autres outils*	0,233	8,0
	Logiciels	6021	Logiciels, internes	0,330	5,0
		6022	Logiciels, préemballés	0,550	3,0
		6023	Logiciels, personnalisés	0,330	5,0
	Autre machines et matériel	6014	Matériel de récupération	0,151	15,4
		6015	Contenants industriels (servant au transport de matières, de liquides et de gaz)*	0,160	12,9
		6016	Aides à la navigation et équipement météorologique	0,225	11,1
		8999	Autres machines et matériel (non précisés ailleurs)	0,166	10,9

Tableau 13 Liste des taux de dépréciation pour tous les actifs utilisés dans les estimations du stock de capital (suite)

Grand groupe	Groupe d'actifs	Actif	Définition	Taux de dépréciation estimé	Durée de vie relevée 1985 à 2001
Machines et matériel	Machines et matériel pour la production d'électricité	9001	Générateurs de gaz, turbines	0,130	22,9
		9002	Turbines à vapeur	0,130	26,4
		9010	Moteurs électriques et génératrices	0,130	23,9
		9011	Transformateurs, convertisseurs statiques et inducteurs	0,130	30,3
		9012	Appareillage de commutation électrique	0,130	28,0
		9013	Matériel de commande électrique et de protection	0,229	15,0
		9015	Matériel de mesure, de vérification et de commande automatique d'instruments et d'appareils	0,233	23,0
		9091	Compteur d'électricité	0,233	23,9
		9092	Chauffe-eau électrique	0,167	13,4
		9093	Pièces, éléments combustibles et eau lourde pour réacteur nucléaire	0,130	20,1
		9094	Turbine hydraulique	0,130	37,3
		9095	Boilers	0,166	26,2
		9099	Autre matériel et outillage	0,166	16,9
	Machines et matériel pour l'extraction minière et la production de pétrole et de gaz	6027	Foreuses et grappins de montage	0,286	9,0
		6029	Treuils, cages, cordes et skips d'extraction minière	0,286	9,0
		6411	Procédé de production informatisé – flottation et cyanuration	0,286	9,0
		6412	Procédé de production informatisé – appareils de concentration par gravitation	0,286	9,0
		6611	Procédé de production non informatisé – flottation et cyanuration	0,286	9,0
		6612	Procédé de production non informatisé- appareils de concentration par gravitation	0,286	9,0
Travaux de génie	Travaux de génie	1002	Raffineries de pétrole	0,118	22,6
		1003	Usines de traitement du gaz naturel	0,106	25,1
		1005	Dépollution	0,095	23,1
		1017	Terrains et garages de stationnement	0,085	25,9
		1020	Installations de loisirs extérieurs comme les parcs, les stades ouverts, les terrains de golf et les centres de ski	0,099	22,2
		1213	Installations d'élimination des déchets	0,087	25,4
		2001	Bassins, quais, jetées et terminaux	0,078	28,1
		2002	Dragage et enfonçage de pieux	0,104	21,2
		2003	Brise-lames	0,211	10,4
		2004	Canaux et voies navigables	0,046	47,7
		2005	Projets d'irrigation et de mise en valeur des terres	0,049	44,9
		2099	Autres construction maritimes	0,071	31,0
		2202	Grandes routes, routes, chemins y compris les chemins d'exploitation	0,089	24,8
		2203	Les pistes y compris l'éclairage	0,073	30,0
		2204	Rails et plates-formes	0,060	36,9
		2205	Ponts, viaducs et ponts sur chevalets	0,062	35,6
		2206	Tunnels	0,039	56,6
		2299	Autres construction liées aux transports	0,073	30,0
		2401	Réservoirs (y compris les barrages)	0,056	39,0
		2402	Conduites principales de distribution pour services d'eau	0,077	28,4
		2412	Stations de pompage (eau) et usines de filtrations	0,062	35,6
		2413	Réservoirs d'eau	0,207	10,6
		2499	Autres construction liée aux services d'eau	0,092	23,9

Tableau 13 Liste des taux de dépréciation pour tous les actifs utilisés dans les estimations du stock de capital (fin)

Grand groupe	Groupe d'actifs	Actif	Définition	Taux de dépréciation estimé	Durée de vie relevée 1985 à 2001
Travaux de génie	Travaux de génie	2601	Installations d'épuration et d'évacuation des eaux usées, y compris les stations de pompage	0,099	22,2
		2602	Égouts vannes, égouts pluviaux, égouts collecteurs, fossés et égouts latéraux	0,076	28,8
		2603	Lagunes	0,081	27,0
		2699	Autres constructions de réseaux d'égouts	0,100	22,0
		2801	Construction de centrales électriques	0,096	23,0
		2811	Usines de production thermique	0,055	40,0
		2812	Usines de production nucléaire	0,051	43,0
		2813	Usines de production hydraulique	0,048	46,0
	Câble électrique	2814	Lignes de transmission aériennes	0,051	43,0
		2815	Lignes de transmission souterraines	0,049	45,0
		2816	Lignes de distribution aériennes	0,067	33,0
		2817	Lignes de distribution souterraines	0,063	35,0
	Travaux de génie	2899	Autres constructions (non spécifiées ailleurs)	0,063	35,0
	Travaux de génie liés aux communications	3002	Lignes de téléphone et de télédistribution	0,122	20,0
		3003	Tours de communication, antennes	0,107	13,0
	Travaux de génie	3099	Autres constructions liées aux communications	0,146	16,0
		3201	Conduites principales et conduites de branchement	0,070	38,0
		3202	Stations de pompage (pétrole)	0,296	9,0
		3203	Stations de pompage (gaz)	0,083	32,0
		3204	Réservoirs de stockage	0,113	23,0
		3205	Pipelines (pétrole)	0,116	23,0
		3206	Pipelines (gaz)	0,081	33,0
		3216	Forage d'exploration	0,167	16,0
		3217	Forage de développement	0,167	16,0
		3218	Installations de production dans les travaux de génie pour le pétrole et le gaz	0,167	16,0
		3219	Projets de récupération assistée	0,167	16,0
		3220	Dépenses de forage, préalables à l'extraction, recherche et autres	0,167	16,0
		3221	Dépenses géologiques et géophysiques	0,167	16,0
		3299	Autres installations de pétrole et de gaz	0,074	36,0
		3403	Puits de mine, montages, galeries à flanc de coteau et autres chantiers souterrains (puits inclinés, rampes)	0,147	15,0
		3404	Systèmes pour disposer des résidus, bassins de décantation	0,157	14,0
		3411	Site d'exploration minière	0,137	16,0
		3412	Site de développement minier	0,137	16,0
		3413	Exploration et mise en valeur du gîte, hors d'un site minier	0,137	16,0
		4999	Autres travaux de génie	0,122	18,0

Note : Les astérisques * et les étiquettes d'actif en caractères gras indiquent que nous avons décelé un problème concernant la durée de vie prévue *ex ante* et que nous avons remplacé son estimation par la durée de vie moyenne *ex post*.

Source : Statistique Canada.

Maintenant que nous disposons de ces estimations, nous calculons le taux de croissance pour le stock de capital complet sur la période de 1960 à 2000. Nous donnons aussi les résultats pour les sous-périodes allant de 1960 à 1980 et de 1980 à 2000 (tableau 13).

Nous comparons aussi dans le tableau 14 les taux de croissance obtenus au moyen des nouvelles estimations à ceux qui avaient été calculés dans notre document précédent (Gellatly, Tanguay et Yan, 2002). Pour les machines et le matériel, le taux de croissance diminue au cours de la période, pour passer de 5,56 % à 5,41 %. Au cours de la période de 1961 à 2000, pour les bâtiments, il augmente, pour passer de 3,43 % à 4,10 %. Enfin, pour les travaux de génie, il diminue, pour passer de 3,35 % à 3,02 %.

Tableau 14 Anciennes et nouvelles estimations du taux de croissance du stock de capital

	1961 à 2000	1961 à 1980	1981 à 2000
Stock total de capital			
Ancien	...	...	...
Nouveau	4,08	5,12	3,09
Machines et matériel			
Ancien	5,56	5,75	5,40
Nouveau	5,37	5,56	5,19
Bâtiments			
Ancien	3,43	4,67	2,31
Nouveau	4,05	5,54	2,65
Travaux de génie			
Ancien	3,35	4,68	2,15
Nouveau	3,02	4,37	1,74

... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Statistique Canada.

La différence principale entre les deux ensembles d'estimations n'est pas due à nos nouvelles estimations économétriques. Comme nous le montrons à la section précédente, ces nouvelles estimations sont fort semblables à celles calculées antérieurement pour les actifs pour lesquels l'existence de prix des actifs usagés a permis de le faire. Ces actifs rentrent principalement dans la catégorie des machines et du matériel, et comprennent aussi quelques actifs de la catégorie des bâtiments pour lesquels il existe un marché d'occasion.

L'écart principal entre les estimations de la croissance du stock de capital présentées ici et l'ensemble d'estimations antérieur est dû à des estimations révisées de la dépréciation pour les bâtiments et travaux de génie pour lesquels il existe peu de transactions. Dans ces catégories, les estimations antérieures avaient été obtenues au moyen d'une formule utilisant une estimation de la durée de vie *ex ante*, sans aucune information sur les prix pour déterminer le TDD. En outre, dans les estimations antérieures, le TDD était fixé arbitrairement à 0,9, valeur qui suppose implicitement pour la courbe de dépréciation une forme assez différente de celle obtenue au moyen de nos estimations *ex post*.

Ces différences de taux de croissance du stock de capital doivent être replacées dans leur contexte. Dans le cadre du programme de la productivité, les taux de croissance du stock de capital sont insérés dans une formule dans laquelle le taux de croissance du stock de capital est

pondéré par la part du PIB (produit intérieur brut) imputable au capital. Cette part est de l'ordre d'un tiers. Donc, la variation du taux de croissance du stock de capital, pondérée par la part du capital, produirait de faibles variations de la mesure de la productivité multifactorielle.

Nous présentons aussi les écarts entre les taux de croissance des services du capital calculés d'après les anciennes et les nouvelles estimations (tableau 15). De nouveau, les écarts entre les valeurs obtenues au moyen des anciennes et des nouvelles estimations sont faibles.

Tableau 15 Anciennes et nouvelles estimations du taux de croissance des services de capital

	1961 à 2000	1961 à 1980	1981 à 2000
Stock total de capital			
Ancien	...	...	...
Nouveau	5,30	5,85	4,77
Machines et matériel			
Ancien	7,30	6,76	7,79
Nouveau	7,31	6,67	7,92
Bâtiments			
Ancien	3,65	5,05	2,39
Nouveau	3,93	5,38	2,55
Travaux de génie			
Ancien	3,82	5,27	2,52
Nouveau	3,56	5,01	2,18

... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Statistique Canada.

Tableau 16 Taux de dépréciation dégressive moyen pour le calcul du stock de capital

Catégories d'actifs	TDD[1]
Bâtiments industriels	2,1
Travaux de génie	2,3
Matériel et outillage (exclure logiciels)	2,3

1. Taux de dépréciation dégressive
Source : Statistique Canada.

8. Sommaire

Le programme de la productivité de Statistique Canada a besoin d'estimations des facteurs de production ainsi que des produits du processus de production. Les facteurs de production sont classés dans les catégories des matières intermédiaires, du travail et du capital. Les matières intermédiaires sont des produits qui sont, essentiellement, consommés entièrement au cours d'une année dans le processus de production. Par contre, le capital est fourni par des actifs dont la vie s'étend sur plusieurs périodes et dont l'utilisation se prolonge par conséquent sur plusieurs années.

Les mesures du capital qui s'appliquent au processus de production d'une année donnée nécessitent des renseignements sur les immobilisations qui ont été faites au cours d'une certaine période et une méthode de pondération des immobilisations de diverses générations. Les estimations de la dépréciation sont utilisées pour accomplir cette dernière tâche. Par exemple, la

valeur nette aujourd'hui du capital provenant d'une immobilisation faite l'année dernière est simplement la valeur brute de l'immobilisation faite l'année dernière moins le montant dont elle a diminué à cause de son utilisation, c'est-à-dire le montant par lequel elle s'est dépréciée. Puis, les valeurs nettes des immobilisations faites les diverses années sont additionnées pour obtenir une valeur agrégée du capital employé dans le processus de production aujourd'hui.

Par conséquent, les estimations de la dépréciation sont un élément essentiel de l'exercice visant à fournir des mesures sommaires de la quantité de capital qui est appliquée au processus de production. Toutefois, l'obtention d'estimations du taux de dépréciation (la valeur de la dépréciation survenue une année particulière divisée par la valeur initiale de l'immobilisation) présente de nombreuses difficultés. La notion d'amortissement pour dépréciation est appliquée directement aux comptes des entreprises et est utilisée pour le calcul des impôts qu'elles doivent verser au gouvernement, mais les concepts habituellement utilisés à cet égard ne sont pas toujours considérés comme étant ceux requis par le programme de la productivité. Les raisons en sont multiples, non des moindres, le fait que la déduction pour amortissement utilisée à des fins fiscales diffère parfois du taux « réel » de dépréciation, parce que le régime fiscal est en retard par rapport aux changements survenus dans le monde ou qu'il contient délibérément un taux différent dans le but de stimuler ou de ralentir l'investissement.

Par conséquent, depuis longtemps, les statisticiens sont aux prises avec diverses méthodes d'estimation des taux de dépréciation. Au départ, les estimations calculées d'après les codes fiscaux étaient généralement celles adoptées en Amérique du Nord. Ces taux étaient ensuite ajustés arbitrairement afin d'essayer d'adapter ce qui est largement perçu comme des estimations périmées du code fiscal. Plus récemment, les États-Unis ont utilisé les prix des actifs usagés pour estimer la dépréciation. Au Canada, le programme des comptes de productivité a utilisé des estimations *ex ante* de la durée de vie utile calculées d'après les données d'une enquête réalisée auprès des entreprises afin de recueillir des renseignements sur la durée de vie prévue des actifs au moment de l'investissement initial, en émettant plusieurs hypothèses arbitraires au sujet du taux de diminution de la valeur d'un actif (ce que nous avons appelé ici le taux de dépréciation dégressive ou TDD).

En 2003, le programme des comptes de productivité de Statistique Canada a pris la décision d'utiliser les prix des actifs usagés pour estimer le taux de dépréciation appliqué au calcul de la croissance du stock de capital et des services du capital (voir Harchaoui et Tarkhani, 2003). Un document de référence (Gellatly, Tanguay et Yan, 2002) expose les méthodes suivies pour estimer les taux de dépréciation d'une gamme d'actifs en utilisant les prix des actifs usagés. Les auteurs décrivent aussi les différences observées entre les estimations *ex post* et celles obtenues au moyen d'une méthode de rechange basée sur des estimations *ex ante* de la durée de vie prévue et constatent que l'écart entre les deux n'est pas grand pour la plupart des catégories d'actifs.

Gellatly, Tanguay et Yan (2002) utilisent des modèles de survie de Weibull pour estimer des courbes de dépréciation économique d'après de riches échantillons de données sur le prix des actifs usagés et les mises hors service. Ils proposent deux variantes du cadre d'estimation, à savoir un modèle linéaire simple estimé d'après les prix moyens et des modèles qui produisent des estimations de la dépréciation directement d'après l'échantillon complet de microdonnées.

La deuxième approche repose sur une formulation de la vraisemblance maximale de la fonction de survie du prix corrigé pour tenir compte des profils de préférence de chiffres.

Les courbes de dépréciation produites par les méthodes économétriques sont, dans l'ensemble, accélérées, produisant des courbes âge-prix convexes. Une diminution de valeur au début de la vie utile était manifeste pour nombre d'actifs de la catégorie des machines et du matériel, ainsi que pour certains bâtiments. Les preuves que les taux de dépréciation sont constants au cours de la durée de vie utile des actifs étaient, dans l'ensemble, contradictoires.

La présente étude prolonge les travaux antérieurs de plusieurs façons. Premièrement, elle s'appuie sur une base de données élargie sur les prix des actifs usagés et sur l'application de meilleures techniques de vérification à cette base de données, ce qui a permis d'accroître le nombre d'observations à environ 30 000. La taille de cette base de données est unique.

Deuxièmement, nous réexaminons la question du choix de la méthode d'estimation. Dans la version originale de l'étude (Gellatly, Tanguay et Yan, 2002), nous avons comparé un modèle de régression par les moindres carrés ordinaires très simple à ce que nous avons appelé un « modèle de vraisemblance maximale de survie » et avons choisi ce dernier. Dans le présent document, nous étendons nos méthodes économétriques. Nous explorons plusieurs autres méthodes que celles utilisées dans la version originale et examinons les différences entre les diverses estimations obtenues. Nous déterminons si l'une des méthodes présente des avantages nets par rapport aux autres, en ce qui concerne tant l'utilisation de la théorie sous-jacente que la capacité de l'appliquer à diverses bases de données. Dans le second cas, nous utilisons des simulations de Monte Carlo pour déterminer la capacité qu'a chaque méthode de produire des estimations exactes quand les formes fonctionnelles sont incorrectement spécifiées et que les données sont imparfaites.

Nous découvrons que les écarts entre les estimations économétriques sont dus à la nature de l'échantillon utilisé plutôt qu'aux différences entre les méthodes. Les données sont générées selon un processus qui n'est pas nécessairement aléatoire, ce qui peut avoir une influence sur les diverses méthodes économétriques. Nous examinons la nature des données et dégageons des preuves que les répartitions des prix des actifs usagés tirés de l'enquête ne sont pas aléatoires et apportons une correction à cet égard.

Les différentes formulations économétriques peuvent susciter des impressions contradictoires de la rapidité à laquelle la valeur des actifs diminue au cours de leur vie utile. Par conséquent, nous discutons brièvement des avantages et des inconvénients de chaque méthode du point de vue théorique et pratique. Certaines de ces méthodes demandent une spécification moins précise des formes fonctionnelles sous-jacentes, tandis que d'autres produisent des résultats plus cohérents, mais requièrent la connaissance de la forme fonctionnelle. Comme ces considérations ne permettent pas de préférer vraiment une méthode plutôt qu'une autre, nous recourons aussi à des simulations de Monte Carlo pour faire la distinction entre les diverses estimations. Les résultats des simulations nous portent à préférer légèrement une méthode qui permet d'estimer simultanément la courbe de mise hors service et la courbe âge-prix.

Cependant, quand nous comparons les écarts entre les taux de dépréciation obtenus par les trois méthodes, nous constatons que, si nous tenons compte de la nature non aléatoire du processus qui génère les données et que nous repondérons les échantillons, les écarts entre les taux moyens de dépréciation estimés par les trois méthodes sont faibles. En outre, les estimations calculées pour des actifs particuliers ne diffèrent généralement pas de façon significative. Par-dessus tout, les taux de croissance des services du capital associés à chaque estimation du taux de dépréciation sont fort semblables. Puisque notre but est d'estimer la croissance du stock de capital et des services du capital dans le cadre du processus de production des estimations de la productivité, nous concluons que, à cette fin particulière, peu de choix s'impose entre nos estimations, du moins pour les actifs pour lesquels nous disposons d'un nombre adéquat d'observations.

Nous comparons aussi les estimations calculées selon notre approche économétrique *ex post* à celles obtenues par les méthodes *ex ante* en utilisant les estimations de la durée de vie utile prévue des actifs. Les raisons de cet exercice sont doubles. En premier lieu, il est intrinsèquement intéressant de savoir si les deux estimations donnent à peu près le même résultat. Les gestionnaires prédisent-ils la durée de vie utile de leurs actifs correctement? Si les données comptables sont basées sur des prédictions *ex ante*, nous aimerions savoir dans quelle mesure elles sont exactes. Deuxièmement, il est important que nous sachions si les estimations *ex post* et *ex ante* sont à peu près les mêmes si nous voulons produire par la méthode *ex ante* des estimations de la dépréciation des actifs auxquels la méthode *ex post* n'est pas applicable. Pour un grand nombre d'actifs fixes classés dans les catégories des bâtiments et des travaux de génie, nous possédons des prédictions *ex ante* de la durée de vie utile, mais ne disposons pas d'un nombre suffisant de transactions concernant les actifs usagés pour utiliser la méthode *ex post*.

Nous constatons que les approches *ex ante* et *ex post* donnent à peu près les mêmes résultats pour les actifs pour lesquels nous disposons de suffisamment d'observations pour calculer les estimations par les deux méthodes. L'approche *ex ante* souffre de nombreux problèmes. Les gestionnaires doivent prévoir correctement la durée de vie des actifs dans un monde en évolution. Ils doivent penser à un calendrier d'entretien optimal lorsqu'ils indiquent leurs attentes concernant la durée de vie. L'approche *ex post*, quant à elle, souffre d'autres difficultés. Les données sur les mises hors service peuvent présenter plusieurs imperfections, la moindre n'étant pas l'exactitude de la remémoration du prix d'achat original, de toutes les mises à niveau pertinentes et de l'âge de l'actif. Malgré ces problèmes, les deux méthodes produisent des résultats étonnamment semblables.

Par conséquent, nous combinons l'information provenant des deux méthodes pour calculer les taux de dépréciation pour diverses catégories d'actifs. Nous proposons un ensemble de taux de dépréciation basés à la fois sur les approches *ex ante* et *ex post*. Les renseignements *ex ante* tirés des enquêtes réalisées par Statistique Canada n'ont trait qu'à la durée de vie utile prévue de l'actif. Le calcul d'un taux de dépréciation (géométrique) d'après la durée de vie prévue de l'actif nécessite un paramètre de forme du taux, qui est appelé TDD (taux de dépréciation dégressive). Ce paramètre est celui qui détermine la part de la dépréciation totale au cours de la vie de l'actif qui a lieu au début de sa vie. Ici, nous utilisons l'information sur des actifs semblables pour lesquels nous avons pu produire une estimation par l'approche *ex post* afin d'inférer quelle sera vraisemblablement la valeur du TDD.

Malgré les progrès réalisés en vue de mettre à jour la base de données et les modifications apportées aux méthodes d'estimation, les nouveaux taux de croissance du stock de capital et des services de capital diffèrent peu de ceux calculés antérieurement.

Enfin, il convient de souligner que l'adéquation de tout ensemble d'estimations de la dépréciation dépend de l'utilisation prévue. La norme de qualité établie par Statistique Canada exige que les estimations soient soumises à un test d'« adaptation à l'utilisation ». La raison qui motive la présente étude est la production d'estimations de la dépréciation de grande précision appropriées pour le programme de la productivité. Au cours de l'exercice, nous avons cherché à déterminer la robustesse de nos estimations de la croissance de la productivité aux diverses méthodes économétriques utilisées après que les données soient repondérées pour tenir compte de leur caractère non aléatoire. En bout de ligne, nous constatons peu de différences entre les estimations de la dépréciation calculées selon les diverses méthodes. Mais cette constatation s'applique à la production des comptes de productivité. Nous ne recommandons pas nécessairement leur utilisation pour établir la déduction pour amortissement par catégorie d'actifs dans le code fiscal. À cet égard, nous pensons que les estimations présentées ici pourraient représenter un point de départ utile, mais qu'elles devraient être rehaussées par des études de cas ou d'autres renseignements.

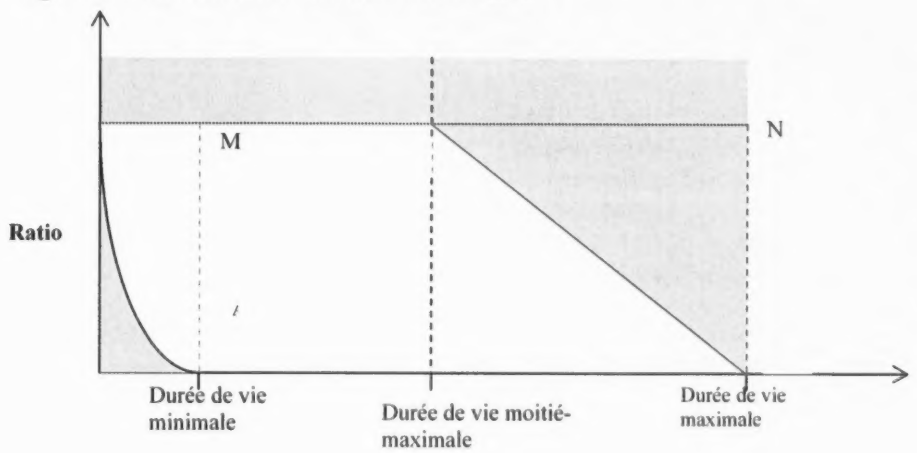
Annexe A. Stratégie d'itération des données

1. Étape — Établissement des courbes de dépréciation d'actifs particuliers

Lors de la préparation des échantillons d'actifs en vue de produire les estimations, nous avons repéré des sous-ensembles d'observations qui, comparativement à la majorité des observations faites sur les catégories auxquelles appartenaient ces actifs, présentaient soit un prix de revente fortement sous-estimé au tout début de la vie utile de l'actif ou un prix de revente fortement surestimé à la fin de sa vie utile. Nous avons éliminé ces observations aberrantes des échantillons d'actifs. En principe, nous pourrions repérer les valeurs aberrantes pour un actif après l'autre par examen visuel des graphiques âge-survie. Cependant, cette façon de faire est très subjective et pourrait donner lieu à des incohérences de traitement pour certains types d'observations faites sur les diverses catégories d'actifs. Par conséquent, nous élaborons d'abord un ensemble de règles systématiques que nous décrivons plus bas.

Pour commencer, nous calculons les durées de survie minimale et maximale pour un actif donné d'après les renseignements sur les mises hors service, c'est-à-dire les observations pour lesquelles le prix de vente est nul, mais qui contiennent des renseignements sur la valeur comptable brute et l'âge. Nous supposons d'abord que l'âge de mise hors service d'un actif (exprimé sous forme logarithmique) obéit à la loi normale. Nous représentons ceci graphiquement à la figure A1. Les limites inférieure et supérieure correspondent aux âges le plus précoce et le plus avancé de mise hors service au niveau de confiance de 10 %. Nous définissons la durée minimale de survie comme étant la borne inférieure et la durée maximale de survie comme étant la borne supérieure pondérée par un facteur de correction de 1,2[48].

Figure A1 Détection des valeurs aberrantes



Source : Statistique Canada.

48. Nous faisons cette correction par pondération afin de définir grossièrement des zones symétriques de rejet de chaque côté de la distribution.

Toutes les observations comprises dans les zones A, B et C sont supprimées de l'échantillon. La zone A comprend les observations pour lesquelles le taux de survie est « déraisonnablement faible » à un âge précoce. Cette zone est limitée par une frontière quadratique reliant le point U (point de « départ »)[49]et l'âge minimal M (c'est-à-dire la borne inférieure en deçà de laquelle les prix de vente nuls sont rejetés). La zone B comprend les observations pour lesquelles le taux de survie est « déraisonnablement élevé » à un stade avancé de la durée de vie utile. Cette zone est limitée par une frontière linéaire reliant le point V (qui correspond à un taux de survie équivalent à la moitié de la durée de vie maximale) et un point N (durée de vie maximale). La zone C comprend toutes les observations pour lesquelles le taux de survie est supérieur à l'unité (c'est-à-dire les actifs dont la valeur en dollars constants augmente).

En plus de cette méthode générique d'épuration, nous avons procédé à plusieurs contrôles sur les observations d'actifs particuliers. Ces procédures ont permis d'éliminer 1) les observations sur les mises hors service d'actifs pour lesquels la valeur comptable brute était importante, le processus de dépistage portant, à cet égard, sur l'ensemble de la base de données, plutôt que sur une cohorte d'âge particulière, ce qui a abouti à l'élimination de 352 observations; 2) 56 observations correspondant à « un ratio des prix anormalement faible pour des bâtiments relativement récents »; 3) 732 observations pour lesquelles la valeur de l'âge était plus de 3 fois plus élevée que la durée de vie utile moyenne prévue indiquée par les enquêtes; 4) 1 355 observations supplémentaires pour lesquelles la valeur comptable brute était extrêmement élevée (et qui étaient « passés à travers » les filtres antérieurs); et 5) les données sur les industries financières et de location concernant les automobiles. En tout, nous avons éliminé environ 8 % de la base de données originale à la suite de ce processus de filtrage en cinq étapes.

49. Autrement dit, le point qui correspond à un âge nul et à un taux de survie unitaire.

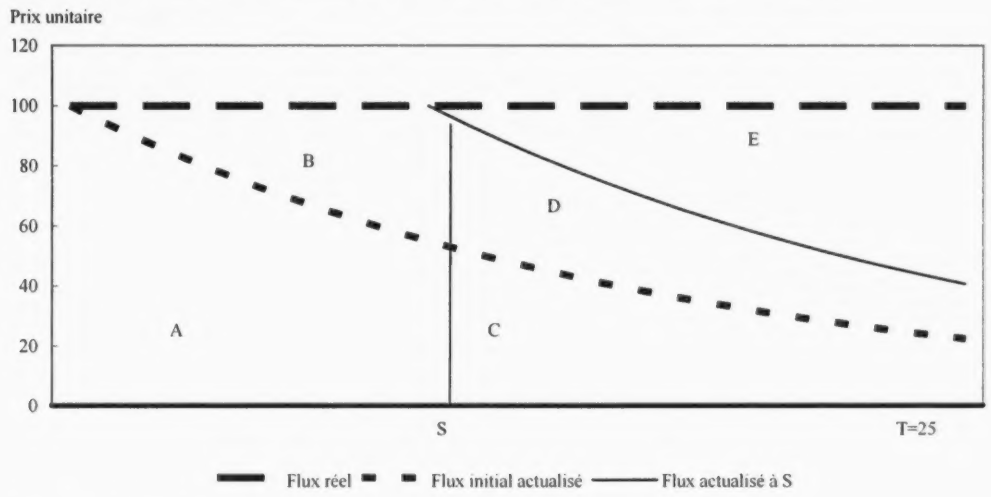
Annexe B. Note concernant l'effet de l'actualisation sur l'estimation des taux de dépréciation en utilisant les renseignements sur les prix des actifs usagés

Afin de décider de quelle façon évaluer le prix des actifs qui produiront un flux futur de revenus, les entreprises doivent d'abord décider comment elles actualiseront ces gains. L'information du marché sur le prix des actifs usagés dépend alors des taux d'actualisation utilisés par les participants au marché.

Nous commencerons par examiner le cas le plus simple illustré par la figure B1, où la durée de vie d'un actif est fixée à 25 ans et le prix du capital (actif) à n'importe quel point dans le temps reflète ces futurs flux de services. Nous supposons que ces flux sont constants au cours du cycle de vie.

En l'absence d'actualisation, la perte de valeur sera répartie uniformément sur T, 1/T étant la perte survenue lors de chaque période.

Figure B1 Flux actualisé des services dans des conditions de durée fixe



Source : Statistique Canada.

Au point S, le ratio des prix non actualisés sera (T-s)/T ou

P(S) = (E+D+C)/(E+D+C+A+B) dans la figure B1.

En cas d'actualisation, le flux de services fourni à une période éloignée vaut moins que ceux provenant de périodes plus proches. S'il se produit une vente au temps s et que l'on procède à l'actualisation, le prix au point *S*, c'est-à-dire $S_o(s)$, devient

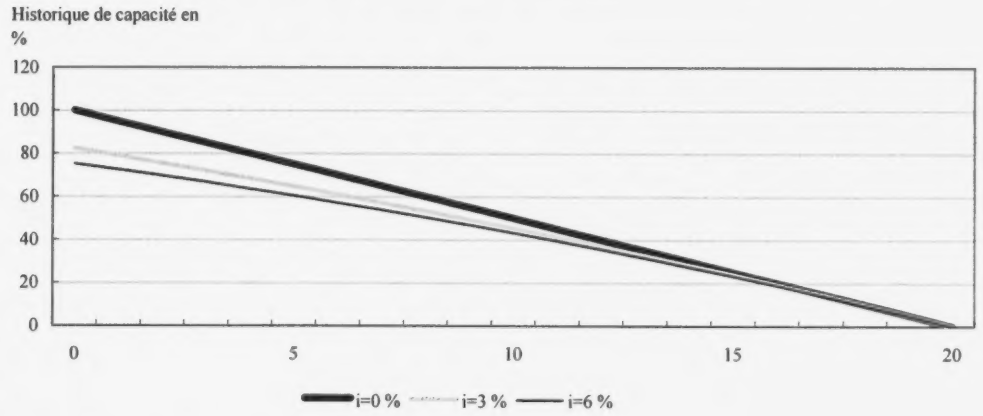
P(S) = (D+C)/(C+A) ou

$$S_o(s) = \frac{e^{is}\int_s^T e^{-iy}dy}{\int_0^T e^{-iy}dy} = \frac{1-e^{-i(T-s)}}{1-e^{-iT}} \qquad \text{(B1)}$$

d'où il découle que $S(s) = -ln(1 - S_o(s)(1 - e^{-iT}))/iT$.

La figure B2 illustre l'effet de divers taux d'actualisation sur les prix d'un actif lorsque la durée de vie utile est de 20 ans, que le flux de services (capacité) est constant et que l'actualisation est exponentielle. Les prix actualisés convergent vers les prix non actualisés à mesure que la durée de vie s'approche de zéro.

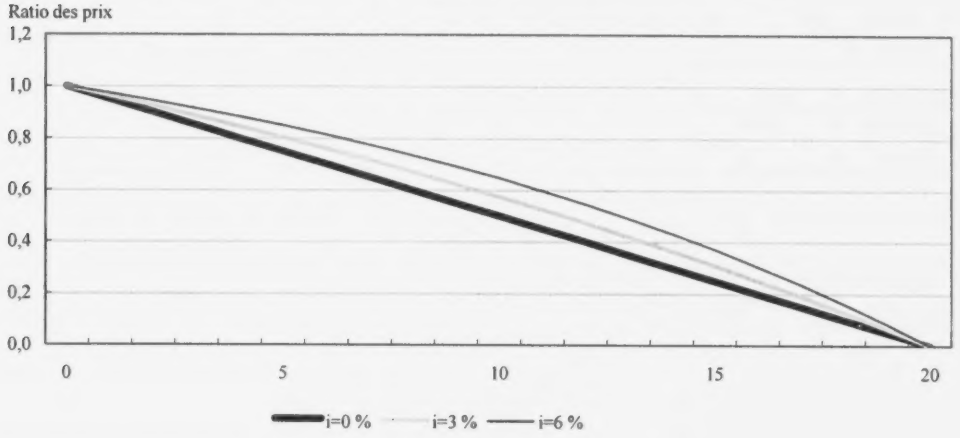
Figure B2 Prix d'équilibre pour un actif d'une durée de vie de 20 ans dans des conditions de capacité constante et d'actualisation rationnelle



Source : Statistique Canada.

La figure B3 présente les courbes de prix, lorsque ceux-ci sont rééchelonnés de façon que leur valeur soit égale à 1 au début de la période.

Figure B3 Ratios des prix observés dans des conditions d'actualisation pour un actif d'une durée de vie de 20 ans avec capacité constante



Source : Statistique Canada.

Dans cet exemple, on suppose que la durée de vie de l'actif est fixe et que l'on connaît avec certitude les flux de revenus issus de l'actif. Les résultats changent lorsque l'on reconnaît que la durée de vie utile est aléatoire et que tout acheteur est exposé à un risque important parce que les flux futurs de services ne sont pas connus avec certitude.

Nous examinerons l'effet de l'actualisation lorsque t est aléatoire. Si les durées de vie utile sont aléatoires, la dépréciation économique reflétera la perte attendue de valeur et cette espérance ne sera pas constante comme cela était le cas dans l'exemple précédent.

Voici un exemple dans des conditions discrètes. Nous calculons la perte prévue de valeur à chaque point dans le temps, parce que cette perte détermine de combien le prix d'un actif diminuera au cours du temps. La première année, la perte prévue est donnée par la valeur totale des actifs qui sont mis hors service cette année-là plus la moitié de la valeur de ceux qui seront mis hors service après deux ans[50], plus le tiers de la valeur de ceux qui seront mis hors service après trois ans, etc. Supposons, comme auparavant, que y est la perte de valeur, $f(t)$ est la fonction de répartition[51] des durées de vie des actifs et s est le point dans le temps auquel l'actif est évalué.

Par conséquent, la première année, la perte prévue est :

$$E(y \mid s = 1) = 1 * f(t \mid t = 1) + \tfrac{1}{2} * f(t \mid t = 2) + \tfrac{1}{3} * f(t \mid t = 2) + \ldots$$

La perte prévue la première année sera plus élevée que celle que l'on observerait si les durées n'étaient pas aléatoires. Quand nous arrivons à la deuxième année, nous avons réussi à faire face à la première période et plus aucun risque n'est associé à la première année. Par conséquent, le

50. Nous supposons que la valeur de chaque actif est répartie uniformément entre les années de sa durée de vie.

51. Dans le cas d'un processus continu, $f(t)$ serait la densité.

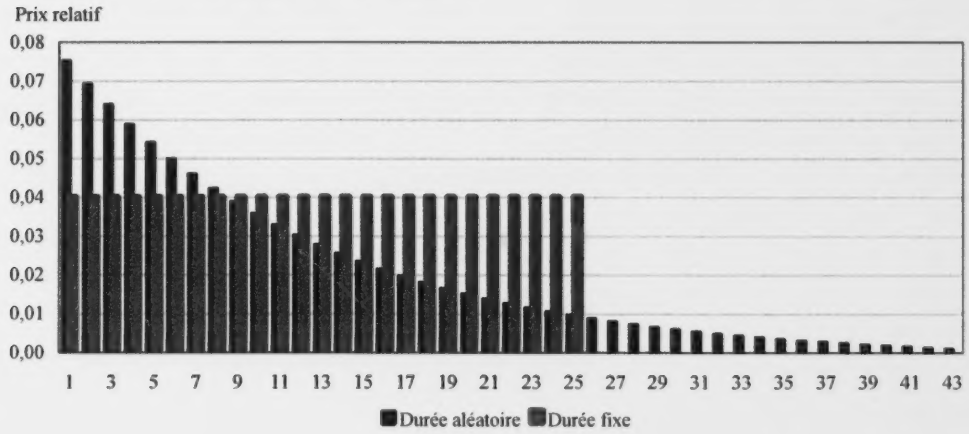
terme $f(t \mid t=1)$ disparaît et les actifs survivants sont, en moyenne, plus efficaces que la population de départ, puisque tous les actifs d'une durée de vie d'un an ont été écartés.

$$E(y \mid s=2) = \tfrac{1}{2} * f(t \mid t=2) + \tfrac{1}{3} * f(t \mid t=2) + \ldots$$

Par conséquent, dans des conditions aléatoires, le risque, et donc le coût, est plus concentré à la période initiale.

La figure B4 montre la différence entre deux actifs dont la durée de vie moyenne est la même, mais connue avec certitude dans un cas et aléatoire dans l'autre. La densité dans le second cas est une gamma de paramètre 2 et son espérance correspond à T, qui, ici, est de 25 ans.

Figure B4 Perte prévue de valeur avec et sans risque sur la durée lorsque les capacités individuelles sont constantes

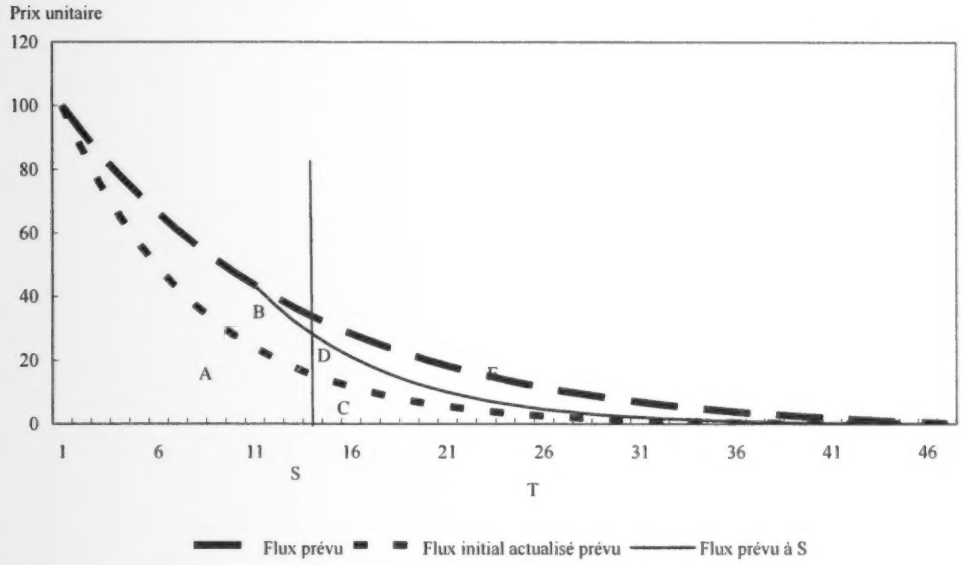


Source : Statistique Canada.

L'actualisation aura moins d'effet dans des conditions d'incertitude, c'est-à-dire quand t est aléatoire, puisque la perte prévue diminue spectaculairement au cours du temps. Comme l'illustre la figure B4, la valeur du flux de revenus produit la 25^{e} année actualisée en remontant à la première année est beaucoup plus faible dans des conditions d'incertitude que dans des conditions de certitude.

La figure B5 reproduit, pour des conditions d'incertitude, les résultats décrits antérieurement à la figure B1 pour des conditions de certitude.

Figure B5 Flux actualisés des services dans des conditions de durée aléatoire



Source : Statistique Canada.

Comme auparavant, le ratio des prix non actualisés est (E+D+C)/(E+D+C+A+B), tandis que celui des prix actualisés est (D+C)/(C+A).

Les ratios sont maintenant dominés par la valeur de A, ce qui réduit l'écart qui les sépare comparativement à leur valeur sous des conditions de certitude.

Soit $f_d(y)$ la perte actualisée de valeur à tout point y de l'axe du temps. Si les courbes de capacité individuelle sont constantes, nous avons :

$$f_d(y) = e^{-iy} f(y) \tag{B2}$$

où *f(y),* la perte instantanée non actualisée de valeur est :

$$f(y) = \int_{y}^{+\infty} \frac{f(t)}{t}\, dt \tag{B3}$$

où *f(t)* est la fonction de densité qui décrit le processus de mise hors service.

Le rapport observé des prix $S_o(y)$ au point s est par conséquent :

$$S_o(s) = \frac{e^{is} \int_{s}^{\infty} e^{-iy} f(y)dy}{\int_{0}^{\infty} e^{-iy} f(y)dy}. \tag{B4}$$

Il convient de souligner que, si *f(y)* est exponentielle, l'actualisation n'aura aucun effet sur le rapport des prix. En effet, nous aurons :

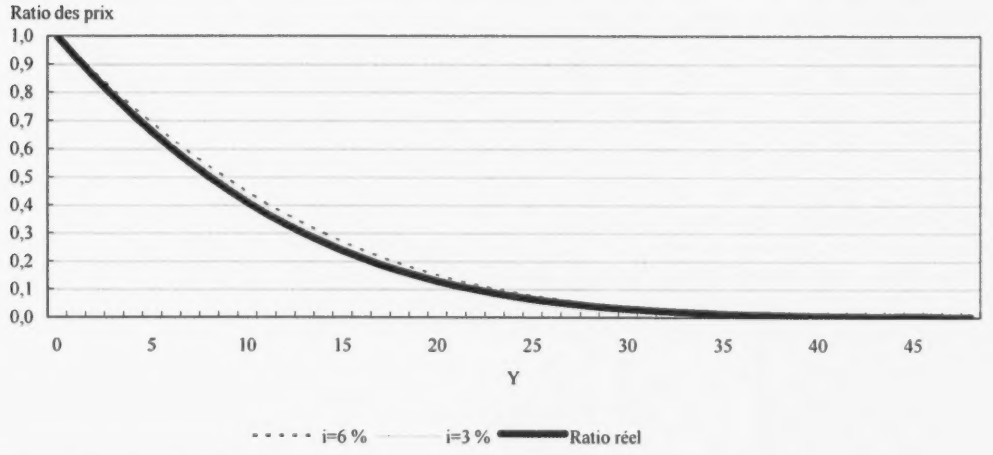
$$S_o(s) = \frac{e^{is}\int_s^\infty \lambda e^{-iy}e^{-\lambda y}dy}{\int_0^\infty \lambda e^{-iy}e^{-\lambda y}dy} = \frac{e^{is}\int_s^\infty \lambda e^{-y(\lambda+i)}dy}{\int_0^\infty \lambda e^{-y(\lambda+i)}dy} \tag{B5}$$

$$= \frac{e^{is}\int_s^\infty (\lambda+i)e^{-y(\lambda+i)}dy}{\int_0^\infty (\lambda+i)e^{-y(\lambda+i)}dy} = e^{-\lambda s - is + is} = e^{-\lambda s} = S(s).$$

Si *f(y)* a toute autre forme qu'une exponentielle, l'écart entre les courbes des prix non actualisés et actualisés augmente quand *i*, *E(t)* et la grandeur de l'écart de *f(y)* par rapport à une fonction de densité exponentielle augmentent.

La figure B6 donne l'effet de l'actualisation quand *t* est une Weibull et que les courbes de capacité sont constantes. Nous voyons que l'effet principal de l'actualisation a presque disparu.

Figure B6 Ratios observés des prix actualisés d'actifs d'une durée de vie de 20 ans avec capacité individuelle constante



Source : Statistique Canada.

Puisque l'introduction du facteur d'actualisation n'a qu'un faible effet sur le résultat, nous n'avons pas tenu compte de la valeur réelle de ce facteur intégrée dans la formation du prix pour calculer les estimations présentées dans le document.

Annexe C. Pondération ex post des données de prix pour l'estimation des taux de dépréciation[52]

1. Contexte

Différents modèles économétriques sont utilisés pour estimer la dépréciation économique. On utilise, à cette fin, une base de données qui contient des informations sur les actifs dont des entreprises se départissent. On connaît les prix d'acquisition et de revente ainsi que les durées d'utilisation de ces actifs. On voudrait en inférer les résultats à la population totale des actifs utilisés par les entreprises. On doit donc s'interroger sur la représentativité de la base de données utilisée. Deux problèmes se présentent :

- Les répondants à l'enquête constituent une sous-catégorie des entreprises qui ont réalisé des investissements. Il y a donc un biais de sélection initial puisqu'on ne dispose d'aucune information sur la valeur des actifs des entreprises qui ne réalisent pas d'investissement. Sans information additionnelle, on ne peut évaluer l'impact de ce biais initial et il ne fait pas l'objet de cette note.
- Les actifs dont on observe les prix sont uniquement ceux qui ont fait l'objet d'une transaction. On ignore dans quelle mesure les pertes de valeur observées sur eux sont représentatives de la perte de valeur pour tous les actifs en production, qu'ils aient ou non fait l'objet d'une transaction. C'est cette deuxième source d'erreur que nous proposons d'atténuer, au moins en partie.

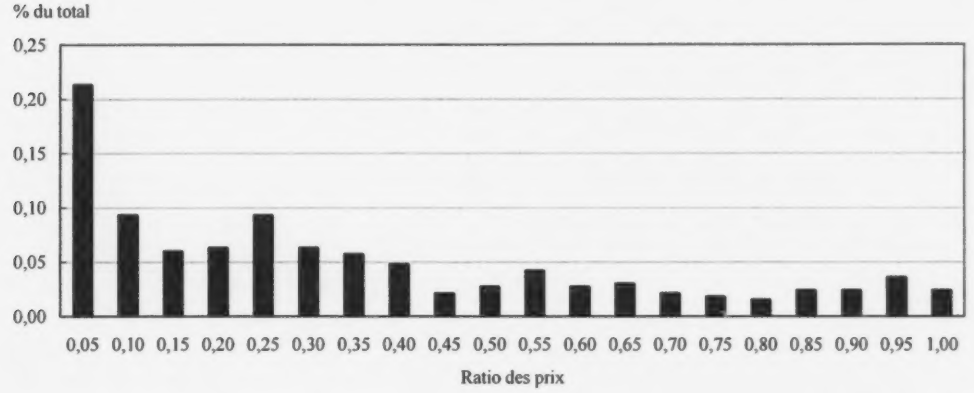
2. Problématique

On cherche à décrire la relation entre les prix et l'âge des actifs. Une fois que les prix sont exprimés en dollars réels, on considère que leur ratio[53] est strictement décroissant par rapport à l'axe du temps. Au point de départ, on ignore le processus qui génère la perte de valeur et on n'a aucune spécification concernant la fonction qui décrit cette perte sinon qu'elle est strictement décroissante. Il est cependant possible d'examiner la distribution des ratios des prix entre 0 et 1.

Voici un exemple[54] construit à partir des données sur les usines de fabrication.

52. Voir également Tanguay et Lavallée, 2006.
53. Le ratio est Ps/Pi où Pi est la valeur initiale de l'investissement et Ps est son prix de revente au temps s.
54. On doit noter que les deux tiers de l'échantillon ont été exclus car ils correspondent à des mises au rancard (le prix est nul) et les procédures d'estimation prennent en compte, chacune à sa façon, cette composante.

Figure C1 Distribution des observations selon le ratio des prix – usines de fabrication



Source : Statistique Canada.

Étant donné que l'on veut utiliser les données pour inférer des statistiques sur la population des actifs en production, on souhaiterait que nos données aient des propriétés analogues à celles d'un échantillon aléatoire qui serait tiré sur cette population. Ceci n'est pas le cas, rappelons-le, parce qu'on ne dispose que des prix qui ont fait l'objet d'une transaction. On peut donc se demander quelle forme aurait la distribution ci-dessus si elle avait été tirée d'un échantillon aléatoire. Notre argument est qu'elle devrait converger vers une distribution uniforme. Nous allons donc chercher à obtenir une pondération qui nous aidera à recréer une distribution uniforme des ratios de prix. Cette pondération nous aidera à pallier le manque d'uniformité dans la distribution des observations, ce qui peut influencer les analyses statistiques comme, par exemple, la régression linéaire.

3. Démarche

Notre point de départ est que les ratios de prix peuvent être considérés comme des réalisations empiriques d'une fonction de survie de forme inconnue. Dans les modèles de durée, la fonction de survie exprime la probabilité qu'une entité dont la vie est limitée survive au-delà d'un certain point sur l'axe du temps. Elle fournit, par conséquent, la même information que la fonction de répartition[55]. Soit y, une variable aléatoire qui décrit la durée de vie d'une unité de valeur incorporée dans un actif quelconque. La valeur s'épuise au fur et à mesure que le temps passe et ce, aussi longtemps que l'actif est en service. Le ratio des prix peut donc s'interpréter comme la fraction survivante qui diminue peu à peu. On note cette fraction $S(y)$ et on a :

$$S(y) = 1 - F(y)$$

où $F(y)$ est la fonction de répartition, c'est-à-dire la probabilité qu'une unité de valeur soit perdue avant le point y. .

55. En anglais, « Cumulative density function » ou CDF.

Les théorèmes des transformations fondamentales des lois de probabilité permettent de décrire la fonction inverse[56] de $F(y)$.

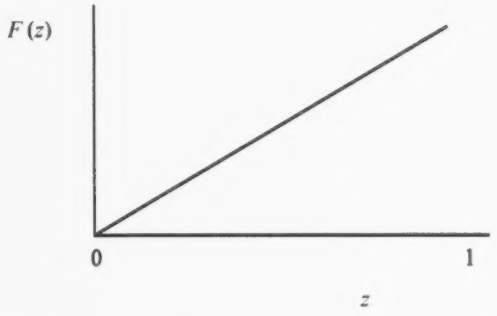
Soit $z = F(y)$. Cela implique que $y = F^{-1}(z)$. Il y a donc une concordance directe entre l'espace de y, borné à 0 mais infini à droite, et celui de F qui est borné entre 0 et 1.

Comme la transformation est monotone, pour n'importe quelle valeur α entre 0 et 1, la probabilité que z soit inférieur à α est :

$$\text{Prob}(z < \alpha) = \text{Prob}(F(y) < \alpha) = \text{Prob}(y < F^{-1}(\alpha)) = F(F^{-1}(\alpha)) = \alpha .$$

Par conséquent, la fonction de répartition de z est $F(F-1(z)) = z$.

Cela projette un segment de droite sur la première bissectrice entre 0 et 1



La loi qui génère une telle répartition est une distribution uniforme entre 0 et 1. Ce résultat est au cœur des processus de génération de données comme les simulations Monte Carlo[57]. Il a aussi été utilisé dans les approches de résidus généralisés, notamment pour la construction de tests de spécification[58]. Il en résulte que n'importe quel échantillon aléatoire construit à partir de réalisations empiriques de données de proportion de survie doit converger vers une distribution uniforme.

Dans le cas des données de prix, l'intuition est la suivante, entre l'investissement et la mise au rancard, toute la fourchette des prix relatifs doit forcément être couverte par un actif en production. À la période initiale, la valeur est perdue plus rapidement, il y a donc une plus grande quantité d'observations dont les durées sont courtes. Mais cela est compensé par le fait que la référence correspondante sur l'échelle du temps est également plus courte. Par exemple, il faut moins de temps pour passer de 100 % de la valeur initiale à 90 % que de 15 % à 5 % de la valeur initiale.

---

56. Voir Greene, W.H. 1993. *Econometric Analysis.* Deuxième Édition. Englewood Cliffs, N.J. : Prentice Hall.
57. En fait, quand on génère un échantillon aléatoire, on utilise d'abord une distribution uniforme à laquelle on applique ensuite la fonction inverse. Voir : Davidson, R. et J.G. Mackinnon. 1993. *Estimation and Inference in Econometrics.* N.Y. : Oxford University Press.
58. Voir Lancaster, T. 1985. « Generalized Residuals and Heterogeneous Duration Model: With Applications to the Weibull Model ». *Journal of Econometrics.* 28,1 : 155–69.

Il est facile de vérifier ces résultats de façon numérique à l'aide de données simulées et nous ne nous y attarderons pas. En réalité, cela reviendrait à introduire un raisonnement circulaire. La genèse de données aléatoires à partir de n'importe quelle loi passe toujours par une distribution uniforme même si cette étape n'est pas apparente, par exemple, dans les logiciels commerciaux. Ces derniers combinent distribution uniforme et fonction inverse pour générer des nombres aléatoires. Construire les fonctions de répartition qui en résulte revient à retourner au point de départ.

Nous allons plutôt examiner comment ce résultat peut être réintroduit dans la base de données pour lui restaurer, au moins en partie, des propriétés semblables à celle d'un tirage aléatoire.

Il suffit donc d'imposer *ex post* à la distribution des prix d'une structure de poids qui soit telle que la distribution empirique des données, dans l'espace des prix, soit uniforme. La distribution empirique des prix est donnée par

$$\hat{F}(y) = \frac{\sum_{i=1}^{n} I_i(y)}{n}.$$

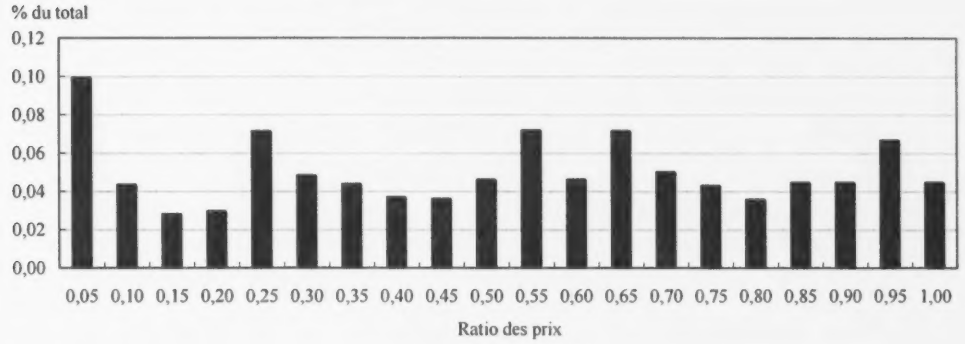
où $I_i(y) = 1$ si la valeur mesurée de l'observation i est inférieure à y, et 0 sinon, et n est le nombre total d'observations.

On va simplement distribuer l'échantillon en un nombre donné k d'intervalles de largeur fixe sur l'échelle du temps et attribuer la même probabilité P à chacun de ces intervalles. Le poids w_k est ensuite calculé dans chaque intervalle k par le ratio P/P_k où P_k est la probabilité empirique spécifique à l'intervalle. On a donc $w_i = w_k = P/P_k$ pour $i \in k$. En utilisant ces poids, la distribution pondérée empirique des prix est alors donnée par

$$\hat{F}_w(y) = \frac{\sum_{i=1}^{n} w_i I_i(y)}{\sum_{i=1}^{n} w_i}.$$

Par exemple, supposons que l'on reprenne l'histogramme exposé plus haut, que l'on divise l'échantillon en cinq intervalles d'une largeur de 0,2 avec une valeur de P de 20 %, on obtiendra l'histogramme suivant qui a été pondéré *ex post*.

Figure C2 Distribution pondérée des observations selon le ration des prix – pondération *ex post* pour les usines de fabrication



Source : Statistique Canada.

Des simulations Monte Carlo ont démontré que les estimations résultant d'un échantillon non aléatoire pouvaient être améliorées en utilisant cette approche. Ses principaux avantages résident dans :

- Sa simplicité.
- Le fait qu'elle peut être introduite *ex ante*, avant l'introduction du modèle économétrique comme tel. Par conséquent, elle ne requiert pas d'hypothèses de travail fortes.

Nous allons illustrer la démarche à partir d'un exemple tiré du *Kelley Blue Book*, une source d'information largement utilisée pour l'estimation de la dépréciation des voitures. Le Tableau C1 présente les prix de deux modèles de voitures pour différents âges entre 1 et 18 ans. Les prix sont exprimés en valeur relative par rapport à un modèle neuf. Il est en outre nécessaire d'ajuster les ratios pour tenir compte de la probabilité de survie à chacun de ces âges. Le ratio final utilisé est donc construit à partir du produit du ratio des prix par la probabilité de survie.

On s'intéresse au taux de dépréciation moyen. Ce dernier pourrait être estimé à partir d'une régression des prix (ou d'une fonction de ces derniers) par rapport à l'âge (ou d'une fonction de l'âge). Toutefois, si on présume que le taux est constant et de forme géométrique, un taux moyen peut être estimé à chaque cellule par :

$$1 - R^{\frac{1}{\text{âge}}}$$

où R est le prix relatif selon l'âge.

Une statistique est alors produite à partir de la moyenne des cellules.

Tableau C1 Prix relatifs de deux modèles de voitures selon le Kelley Blue Book et taux de dépréciation moyen avant repondération

		Prix relatifs				Taux moyens de dépréciation	
		Excluant mises au rancard		Incluant mises au rancard		Incluant mises au rancard	
Année	P(t>S)*	Buick	Chrysler	Buick	Chrysler	Buick	Chrysler
1	0,9988	0,8633	0,8257	0,8622	0,8246	0,1367	0,1743
2	0,9901	0,7435	0,6801	0,7361	0,6734	0,1377	0,1753
3	0,9666	0,6410	0,5608	0,6195	0,5420	0,1378	0,1754
4	0,9220	0,5523	0,4621	0,5092	0,4261	0,1379	0,1755
5	0,8526	0,4740	0,3794	0,4042	0,3234	0,1387	0,1762
6	0,7582	0,4034	0,3087	0,3058	0,2341	0,1404	0,1779
7	0,6433	0,3391	0,2482	0,2181	0,1597	0,1432	0,1805
8	0,5164	0,2790	0,1953	0,1441	0,1009	0,1475	0,1846
9	0,3892	0,2227	0,1491	0,0867	0,0580	0,1537	0,1906
10	0,2731	0,1639	0,1050	0,0448	0,0287	0,1654	0,2018
11	0,1770	0,1261	0,0772	0,0223	0,0137	0,1716	0,2077
12	0,1051	0,0892	0,0523	0,0094	0,0055	0,1824	0,2180
13	0,0567	0,0614	0,0344	0,0035	0,0019	0,1932	0,2284
14	0,0276	0,0441	0,0236	0,0012	0,0007	0,1999	0,2347
15	0,0120	0,0320	0,0164	0,0004	0,0002	0,2050	0,2396
16	0,0046	0,0190	0,0093	0,0001	0,0000	0,2194	0,2534
17	0,0016	0,0088	0,0041	0,0000	0,0000	0,2432	0,2761
18	0,0005	0,0051	0,0023	0,0000	0,0000	0,2542	0,2867
Moyenne	...	...	...	...	...	0,1727	0,2087

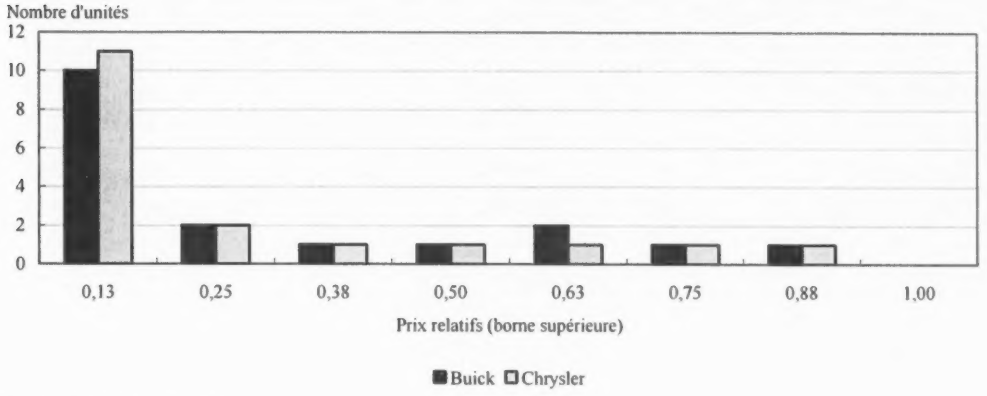
... n'ayant pas lieu de figurer

* probabilité de survie selon les estimations de la Division de l'analyse microéconomique

Source : Statistique Canada.

Dans l'exemple ci-dessus, on constate que les taux de dépréciation varient selon la fourchette d'âge et qu'ils ont tendance à augmenter avec l'âge. Par ailleurs, le fait que l'on utilise une simple moyenne des cellules revient à accorder de façon implicite le même poids à chacun des âges. Mais il est bien évident que ce ne serait pas la distribution que l'on obtiendrait si on tirait un échantillon aléatoire des voitures en services. La figure C3 présente la distribution des cellules de prix entre les ratios de 0 et 1.

Figure C3 Distribution des cellules utilisées pour l'estimation du taux de dépréciation moyen selon les données du Kelley Blue Book avant repondération



Source : Statistique Canada.

La technique de repondération consiste simplement à imposer un poids égal à chacune des fourchettes de prix relatif. Dans cet exemple, 18 cellules sont réparties en 7 classes[59] ce qui confère un poids de 18/7 à chacune d'entre elle. Les poids individuels de chaque année sont construits en divisant le poids de la classe par le nombre d'observations qui s'y trouve sauf pour les cellules vides dont le poids demeure nul. Le Tableau C2 présente les résultats et l'impact de la repondération sur les statistiques dérivées.

59. En réalité, la structure des cellules a été configurée pour huit classes mais la dernière est toujours vide.

Tableau C2 Prix relatifs de deux modèles de voitures selon le Kelley Blue Book et taux de dépréciation moyen après repondération

	Prix relatifs		Taux moyens de dépréciation		Poids *ex post*	
	Incluant mises au rancard		Incluant mises au rancard			
Année	Buick	Chrysler	Buick	Chrysler	Buick	Chrysler
1	0,8622	0,8246	0,1367	0,1743	2,5714	2,5714
2	0,7361	0,6734	0,1377	0,1753	2,5714	2,5714
3	0,6195	0,5420	0,1378	0,1754	1,2857	2,5714
4	0,5092	0,4261	0,1379	0,1755	1,2857	2,5714
5	0,4042	0,3234	0,1387	0,1762	2,5714	2,5714
6	0,3058	0,2341	0,1404	0,1779	2,5714	1,2857
7	0,2181	0,1597	0,1432	0,1805	1,2857	1,2857
8	0,1441	0,1009	0,1475	0,1846	1,2857	0,2338
9	0,0867	0,0580	0,1537	0,1906	0,2571	0,2338
10	0,0448	0,0287	0,1654	0,2018	0,2571	0,2338
11	0,0223	0,0137	0,1716	0,2077	0,2571	0,2338
12	0,0094	0,0055	0,1824	0,2180	0,2571	0,2338
13	0,0035	0,0019	0,1932	0,2284	0,2571	0,2338
14	0,0012	0,0007	0,1999	0,2347	0,2571	0,2338
15	0,0004	0,0002	0,2050	0,2396	0,2571	0,2338
16	0,0001	0,0000	0,2194	0,2534	0,2571	0,2338
17	0,0000	0,0000	0,2432	0,2761	0,2571	0,2338
18	0,0000	0,0000	0,2542	0,2867	0,2571	0,2338
Moyenne pondérée	...	...	...	...	0,1479	0,1836

... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Statistique Canada.

Cet exemple illustre bien les problèmes de biais d'agrégation typiques des régressions estimées à partir d'agrégats économiques, sans tenir compte de la distribution réelle des unités au niveau micro. Ainsi, il est assez évident que les unités de 17 ans et 18 ans ne sauraient avoir le même poids de régression que celles de 1 an puisque le risque de perte à 1 an concerne pratiquement toutes les voitures qui seront mises en circulation, alors que très peu d'entre elles seront exposées au risque de perte de valeur à des âges avancés. Il en résulte que l'estimation non pondérée, dans cet exemple, introduit une surestimation du taux de dépréciation de l'ordre de 15 %.

Annexe D. Comparaison des taux de dépréciation au Canada et aux États-Unis

Nous comparons ici les taux de dépréciation utilisés par le Bureau of Economic Analysis et ceux calculés en vue d'être utilisés par le programme de la productivité de Statistique Canada.

Le Bureau of Economic Analysis (BEA) des États-Unis a choisi d'utiliser des estimations de la dépréciation calculées d'après des données sur les prix des actifs usagés, et le Bureau of Labour Statistics (BLS) a adopté en grande partie les mêmes taux. Ces estimations sont produites en se fondant sur un ensemble d'études originales réalisées par Hulten et Wykoff (1981). Puisque ces premières études ont été exécutées durant les années 1980, les estimations ont été étendues afin de couvrir de nouveaux actifs et modifiées d'après les résultats de plusieurs études spéciales, certaines faites par des universitaires, d'autres par des analystes gouvernementaux des politiques (Fraumeni, 1997; Gravel, 2005). Toutes ces études s'appuient sur des ensembles de données qui ont été recueillies auprès de sources disparates fournissant les prix des actifs usagés sur les marchés d'occasion. Presque toutes ces études souffrent d'un manque de données sur les courbes de mise hors service, de sorte qu'il a fallu utiliser une courbe hypothétique et ajuster arbitrairement à la baisse les prix positifs observés dans les transactions commerciales pour les actifs mis hors service à un prix nul, qui ne sont pas observables sur les marchés d'occasion.

Par contre, les données canadiennes utilisées dans la présente étude ont l'avantage de provenir d'une même source, à savoir une grande enquête globale sur les immobilisations des entreprises canadiennes, et de données sur les cessions d'actifs correspondant à une vente à un prix positif et celles correspondant à une mise hors service à un prix nul. Ces données sont produites d'après des enquêtes récentes menées en vue de relever les prix des actifs dont les entreprises se sont départies entre 1987 et 2001.

Les méthodes d'estimation utilisées dans les deux pays sont assez semblables. Aux États-Unis, le calcul des estimations repose fondamentalement sur une méthode en deux étapes semblable à la MÉTHODE2 utilisée dans le présent document, sauf que la première étape est imposée arbitrairement en formulant des hypothèses au sujet de la durée de vie utile d'un actif et de la distribution des mises hors service autour de cette durée de vie. Les estimations fournies dans le présent document sont obtenues par la combinaison de la fonction de mise hors service et de la courbe âge-prix dans un cadre simultané.

Dans la présente note, nous comparons les deux ensembles d'estimations. Pour cela, nous commençons par estimer le taux implicite du BEA d'après les données de ce dernier sur le stock de capital et les immobilisations. Puisque le stock de capital est calculé d'après les données sur les immobilisations et sur le stock de capital provenant de la formule $K_t = I_{t-1} + (1-\delta)K_{t-1}$, où K représente le capital, I représente les immobilisations et δ représente le taux de dépréciation. Nous pouvons déduire le taux de dépréciation d'après les données sur le stock de capital et les immobilisations du BEA pour la période allant de 1987 à 2003. Ces taux sont présentés au tableau D1.

Tableau D1 Liste des actifs et des taux de dépréciation pour le Bureau of Economic Analysis

Catégories d'actifs du BEA[1]	Noms d'actifs du BEA[1]	Taux BEA[1]
1	Matériel périphérique d'ordinateur	0,50
2	Logiciels	0,49
3	Communications	0,14
4	Équipement médical et instruments	0,17
5	Instruments non médicaux	0,15
6	Photocopies et équipements connexes	0,21
7	Équipement de bureau et de comptabilité	0,37
8	Produits métalliques ouvrés	0,12
9	Moteurs à vapeur	0,05
10	Moteurs à combustion interne	0,23
11	Machines à travailler les métaux	0,12
12	Machinerie industrielle spéciale	0,11
13	Équipement industriel général	0,10
14	Transmission électrique et distribution	0,05
15	Camions légers (incluant véhicules tout usage)	0,22
16	Autres camions, autobus et camions remorques	0,21
17	Automobiles	0,22
18	Aéronef	0,08
19	Navires et bateaux	0,06
20	Matériel ferroviaire	0,06
21	Meubles de maison	0,15
22	Autres meubles	0,13
23	Machines aratoires	0,12
24	Tracteurs de ferme	0,16
25	Machines de construction	0,17
26	Tracteurs de construction	0,18
27	Machines de mines et de champs de pétrole	0,16
28	Machines pour les industries de services	0,18
29	Appareils électroménagers	0,18
30	Autre matériel électrique	0,20
31	Autre	0,16
32	Bureaux, y compris les bâtiments médicaux	0,03
33	Bâtiments commerciaux	0,03
34	Hôpitaux et établissements de soins spéciaux	0,02
35	Fabrication	0,03
36	Électricité	0,02
37	Autre source d'énergie	0,02
38	Communications	0,02
39	Pétrole et gaz naturel	0,07
40	Extraction minière	0,05
41	Religieux	0,02
42	Enseignement	0,02
43	Autres bâtiments	0,03
44	Chemins de fer	0,02
45	Ferme	0,02
46	Autre	0,02

1. Bureau of Economic Analysis
Source : Statistique Canada.

Tableau D2 Concordance entre les catégories d'actifs des comptes canadiens de productivité et du Bureau of Economic Analysis

Catégories d'actifs des CCP[1]	Noms d'actifs canadiens	Catégories d'actifs du BEA[2]
1	Meubles et ameublement de bureau (pupitres, chaises, étagères, etc.)	6, 7
2	Autres meubles, ameublement et appareils (matériel récréatif, etc.)	21, 22
3	Moteurs, génératrices, transformateurs	9, 10
4	Procédé assisté par ordinateur	4, 5
5	Procédé non assisté par ordinateur	4, 5
6	Matériel de communication	3
7	Tracteurs et matériel de construction lourde	23 à 27
8	Ordinateurs, matériel et machine de traitement de texte connexe	1
9	Camions, fourgonnettes, porteurs-tracteurs, camions-remorques et principales pièces de rechange	15 à 17
10	Automobiles et principales pièces de rechange	17
11	Autres machines et matériel	27 à 31
12	Matériel électrique et appareil scientifique	4, 5
13	Autre matériel de transport	18 à 20
14	Matériel de dépollution	18 à 20
15	Logiciels	2
16	Usines de fabrication	35
17	Bâtiments de ferme, garages d'entretien et entrepôts	43
18	Immeubles à bureaux	35
19	Centres commerciaux et aménagements	33
20	Gares de passagers, entrepôts	33
21	Autres bâtiments	43
22	Bâtiments institutionnels	41, 42
23	Travaux de génie – Transport	44
24	Travaux de génie – Énergie électrique	36, 37
25	Travaux de génie – Communications	38
26	Installation technique pétrolière et gazière en aval	39
27	Installation technique pétrolière et gazière en amont	39
28	Autres travaux de génie	36 à 38

1. Comptes canadiens de productivité
2. Bureau of Economic Analysis
Source : Statistique Canada.

Tableau D3 Comparaison des taux de dépréciation canadiens et américains

	Catégories d'actifs	MÉTHODE3	Taux BEA[1]
1	Meubles et ameublement de bureau (pupitres, chaises, etc.)	0,24	0,29
2	Autres meubles, ameublement et appareil (matériel récréatif, etc.)	0,23	0,14
3	Moteurs, génératrices et transformateurs	0,12	0,14
4	Procédé assisté par ordinateur	0,17	0,16
5	Procédé non assisté par ordinateur	0,14	0,16
6	Matériel de communication	0,23	0,14
7	Tracteurs et matériel de construction lourde	0,16	0,16
8	Ordinateurs, matériel et machine de traitement de texte connexe	0,45	0,50
9	Camions, fourgonnettes, porteurs-tracteurs, camions-remorques et principales pièces de rechange	0,21	0,22
10	Automobiles et principales pièces de rechange	0,27	0,22
11	Autres machines et matériel	0,17	0,18
12	Matériel électrique et appareil scientifique	0,18	0,16
13	Autre matériel de transport	0,10	0,07
14	Matériel de dépollution	0,15	0,07
15	Logiciels	0,50	0,49
16	Usines de fabrication	0,09	0,03
17	Bâtiments de ferme, garages d'entretien et entrepôts	0,08	0,03
18	Immeubles à bureaux	0,07	0,03
19	Centres commerciaux et aménagements	0,10	0,03
20	Gares de passagers, entrepôts	0,07	0,03
21	Autres bâtiments	0,07	0,03
22	Bâtiments institutionnels	0,07	0,02
23	Travaux de génie – Transport	0,05	0,02
24	Travaux de génie – Énergie électrique	0,09	0,02
25	Travaux de génie – Communications	0,12	0,02
26	Installation technique pétrolière et gazière en aval	0,06	0,07
27	Installation technique pétrolière et gazière en amont	0,08	0,07
28	Autres travaux de génie	0,13	0,02

1. Bureau of Economic Analysis
Source : Statistique Canada.

Afin de comparer les catégories d'actifs du BEA à celles de Statistique Canada, nous avons créé une table de concordance entre les deux ensembles de catégories d'actifs (tableau D2). Puis, nous avons utilisé ces concordances pour calculer les taux du BEA[60] que nous comparons alors aux estimations de la dépréciation calculées par la méthode d'estimation simultanée (MÉTHODE3) au tableau D3.

En moyenne, le taux de dépréciation canadien est fort semblable au taux américain pour les catégories d'actifs de la catégorie générale des machines et du matériel. Le taux américain moyen est de 18 %, tandis que le taux moyen de dépréciation canadien est de 20 %. Cet écart n'est pas important.

Par contre, pour les bâtiments et les travaux de génie, les taux canadiens et américains diffèrent considérablement. Ici, le taux moyen du BEA est de 3 %, tandis que le taux moyen calculé pour le Canada est de 8 %. Ces différences sont dues principalement au fait que des valeurs très

60. Nous avons utilisé des moyennes simples pour regrouper les catégories du BEA durant cet exercice.

faibles du taux de dépréciation dégressive (TDD), basées sur un très petit nombre d'études, sont utilisées dans le calcul des estimations aux États-Unis. Une étude américaine récente des taux de dépréciation des immeubles à bureaux laisse entendre que le taux de dépréciation est, en fait, plus élevé que celui utilisé par le BEA (Deloitte et Touche, 2002). Selon cette étude, l'utilisation d'une durée de vie d'environ 21 ans et d'un TDD d'environ 2 produirait un taux de dépréciation à peu près égal aux taux présentés ici pour le Canada.

Bien que nous ne disposions pas, pour le Canada, d'un grand nombre de catégories de bâtiments et de travaux de génie pour lesquels le nombre d'observations de prix d'actifs usagés est suffisant pour le calcul des estimations (du moins comparativement au nombre de catégories d'actifs utilisées pour estimer la dépréciation pour les machines et le matériel), ces catégories couvrent une part importante du total des immobilisations en bâtiments et travaux de génie. En outre, les observations de prix usagés existantes suffisent pour calculer des estimations significatives des taux de dépréciation et des TDD (tableau D3). Les résultats indiquent que le TDD de ces actifs de longue durée est beaucoup plus élevé que celui calculé d'après les études historiques américaines et qu'il en est, par conséquent, de même du taux de dépréciation.

Bibliographie

Akerlof, G. 1970. « The market for 'lemons': Quality uncertainty and the market mechanism ». *Quarterly Journal of Economics.* 84, 3 : 488–500.

Baldwin, J.R., D. Beckstead, N. Dhaliwal, R. Durand, V. Gaudreault, T.M. Harchaoui, J. Hosein, M. Kaci et J.-P. Maynard. 2001. *Croissance de la productivité au Canada.* N° 15-204-XIF au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Baldwin, J.R. 2005. *Les disparitions du monde industriel : Fermetures d'usines et retrait de capitaux.* Série de documents de recherche sur l'analyse économique. N° 11F0027MIF2005033 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Christensen, L.R. et D.W. Jorgenson. 1969. « The Measurement of U.S. Real Capital Input, 1929-67 ». *Review of Income and Wealth.* 15 : 293–320.

Coen, R.M. 1975. « Investment Behavior, the Measurement of Depreciation, and Tax Policy ». *American Economic Review.* 65, 1 : 59–74.

Cox, D.R. et D. Oakes. 1984. « Analysis of Survival Data ». New York : Chapman and Hall.

Davidson, R. et J.G. MacKinnon. 1993. « Estimation and Inference in Econometrics ». New York : Oxford University Press.

Deloitte et Touche. 2002. « Analysis of the Economic and Tax Depreciation of Structures ». New York.

Fortin, N. 1991. « Fonctions de production et biais d'agrégation ». *Annales d'Économie et de Statistique.* l, 20/21 : 41–68.

Fraumeni, B.M. 1997. « The Measurement of Depreciation in the U.S. National Income and Product Accounts ». *Survey of Current Business.* Juillet : 7–23.

Gellatly, G., M. Tanguay, M. et B. Yan. 2002. « Une méthode alternative d'estimation de la dépréciation économique : nouveaux résultats obtenus au moyen d'un modèle de survie ». Dans *Croissance de la productivité au Canada - 2002.* J.R. Baldwin et T.M. Harchaoui (rév.). N° 15-204-XIF au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Gravel, J. 2005. « Updating Depreciable Lives: Is There Salvage Value in the Current System? » Énoncé fait au Committee on Finance, Subcommittee on Long Term Growth and Debt Reduction. 21 juillet 2005. Congressional Research Service.

Hall, R.E. 1971. « The Measurement of Quality Changes from Vintage Price Data ». Dans *Price Indexes and Quality Change.* Z. Griliches (rév.). Cambridge : Harvard University Press. 240–271.

Harchaoui, T.M. et F. Tarkhani. 2003. « Une révision complète de la méthode d'estimation de l'intrant capital pour le programme de la productivité multifactorielle de Statistique Canada ». Dans *Croissance de la productivité au Canada – 2002*, n° 15-204-XIF au catalogue. J.R. Baldwin et T.M. Harchaoui (rév.). Ottawa : Statistique Canada.

Hastings, N.A.J. et J.B. Peacock. 1975. « Statistical Distributions ». Londres : Butterworths.

Heckman, J. 1976. « The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependant Variables and a Simple Estimator for Such Models ». *Annals of Economic and Social Measurement.* 5 : 475–492.

Heckman, J. et B. Singer. 1984. « A Method for Minimizing the Impact of Distribution Assumptions in Econometric Models for Duration Data ». *Econometrica.* 52, 2 : 271–320.

Hogg, R.V. et A.T. Graig. 1995. « Introduction to Mathematical Statistics ». 5ième édition. Englewood Cliffs, New Jersey : Prentice Hall.

Hulten, C.R. et F.C. Wykoff. 1981. « The measurement of economic depreciation ». Dans *Depreciation, Inflation, and the Taxation of Income from Capital.* C.R. Hulten (rév.). Washington, D.C. : The Urban Institute Press. 81–125.

Jorgenson, D.W. 1994. « Empirical Studies of Depreciation ». Document de discussion n° 1704. Harvard Institute of Economic Research . Décembre. Harvard University.

Kiefer, N.M., 1988. « Economic duration data and hazard functions ». *Journal of Economic Literature.* 26 : 646–679.

Koumanakos, P. et J.C. Hwang. 1988. « The Forms and Rates of Economic Depreciation, The Canadian Experience ». Document presenté à la réunion qui a commémoré le 50ième anniversaire du Conference on Research in Income and Wealth. Washington, D.C., mai 1988.

Lagakos, S.W. 1979. « General Right Censoring and Its Impact on the Analysis of Survival Data ». *Biometrics.* 35, 1 : 139–156.

Lancaster, T. 1985a. « Generalized Residuals and Heterogeneous Duration Model : With Applications to the Weibull Model ». *Journal of Econometrics.* 28 : 155–69.

Lancaster, T. 1985b. « Residuals Analysis for Censored Duration Data ». *Economics Letters.* 18 : 35–38.

Lawless, J.F. 1982. « Statistical Models and Methods for lifetime Data ». New York : John Wiley and Sons.

Murphy, K.M. et R.H. Topel. 1985. « Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models ». *Journal of Business and Economic Statistics.* 3, 4 : 370–379.

Nelson, W.B. 1982. « Applied Life Data Analysis ». New York : John Wiley and Sons.

Penson, J.B., Hughes, D.W. et G.L.Nelson. 1977. « Measurement of Capacity Depreciation Based on Engineering Data ». *American Journal of Agricultural*. 59 : 321–29.

Ramey, V. et M. Shapiro. 2001. « Displaced Capital: A Study of Aerospace Plant Closings ». *Journal of Political Economy*. 109, 5 : 958–92.

Romain, R.F.J, J.B. Penson, et R.E. Lambert. 1987. « Capacity Depreciation, Implicit Rental Price and Investment Demand for Farm Tractors in Canada ». *Revue canadienne d'agroéconomie*. 35 : 373–385.

Silberberg, E. 1990. « The Structure of Economics : A Mathematical Analysis ». Deuxième édition, chapitre 2. McGraw Hill, New.York.

Sliker, B. K. 2000. « General Functional Forms for Age-Efficiency Functions ». Document préparé pour la Conference on Price, Output, and Productivity Measurement sous l'égide du National Bureau of Economic Research et de la Conference on Research in Income and Wealth, Cambridge.

Tanguay, M. 2005. « Linking Physical and Economic Depreciation: A joint density Approach ». Division des études de l'analyse micro économique. Statistique Canada. Polycopié.

Tanguay, M. et P. Lavallée. 2006. *Pondération ex post d'un échantillon non-probabiliste*. Techniques d'Enquête. Statistique Canada. À paraître. Décembre 2006.

Topel, R.H. et K. Murphy. 1985. « Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models ». *Journal of Business and economic Statistics*. 3, 4 : 370–379.